

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2023.04.011

# 科技金融对城市绿色创新的影响

——基于“促进科技和金融结合试点”政策的准自然实验

龚日朝,李钱,刘香伶

(湖南科技大学 商学院/湖南省战略性新兴产业研究基地/区域经济高质量发展研究中心,湖南 湘潭 411201)

**摘要:**绿色创新是实现“双碳”目标的关键支撑。以首批“促进科技和金融结合试点”政策为准自然实验,构建双重差分模型研究科技金融对城市绿色创新的影响。研究显示,科技金融显著促进了城市绿色创新。机制分析显示,科技金融通过提升金融资源配置效率与科技人才集聚水平促进城市绿色创新。异质性分析发现,科技金融促进了非资源型城市的绿色创新,而对资源型城市的绿色创新尚未起到显著作用。

**关键词:**科技金融;绿色创新;双碳目标;双重差分模型

**中图分类号:**F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-7835(2023)04-0080-09

随着“双碳”目标深入推进,作为绿色低碳发展的引擎,绿色创新越发受到重视。自2015年党的十八届五中全会提出绿色发展理念以来,我国的绿色创新能力得到了显著增强<sup>①</sup>,但对绿色低碳发展的支撑还较为“乏力”,这体现在我国低碳产业关键领域的技术相对落后,导致绿色技术对低碳产业发展的推力不足<sup>②</sup>。对此,《中共中央国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》与《国务院关于印发2030年前碳达峰行动方案的通知》提出,要加快绿色低碳领域先进适用技术研发与推广应用。在此背景下,探讨如何增强我国的绿色创新实力,以助力“双碳”目标如期实现,成为重要的议题。

在国家创新体系中,城市创新体系是重要组成部分<sup>③</sup>,因而,要增强我国的绿色创新实力则必须以城市绿色创新水平的提升为支撑。城市绿色

创新水平的提升是一个复杂的系统工程,其中为创新主体提供足够的资金支持是前提与关键。然而,传统金融的结构性错配问题使创新型中小企业在开展绿色创新活动时往往面临“麦克米伦缺口”,无法获得有效的资金支持,导致企业的创新意愿降低<sup>④</sup>,进而掣肘了城市绿色创新水平的提升。对此,《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》要求完善金融支持创新体系,鼓励金融机构发展知识产权质押融资、科技保险等科技金融产品;《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案》提出:加大金融支持力度,实施“科技产业金融一体化”专项,引导市场资本支持绿色技术创新与成果转化。可见,推动科技与金融结合构成绿色创新主体融资困境的“破局”之道。

事实上,我国一直致力于推动科技与金融结

收稿日期:2023-04-18

基金项目:国家自然科学基金项目(72173042)

作者简介:龚日朝(1966—),男,湖南安化人,博士,教授,博士生导师,主要从事经济统计与决策研究。

①根据国家知识产权局发布的《全球绿色低碳技术专利统计分析报告(2023)》显示,2016—2022年,全球绿色低碳专利授权量累计达55.8万件,其中,中国绿色低碳专利授权量为20.6万件,占36.9%。

②方磊,张雪薇:《科技金融生态对绿色技术创新影响的空间效应——基于东部五大城市群面板数据的实证分析》,《经济地理》2023年第2期。

③李政,杨思莹:《创新型城市试点提升城市创新水平了吗?》,《经济学动态》2019年第8期。

④Hottenrott H, Peters B. “Innovative Capability and Financing Constraints for Innovation: More Money, More Innovation?”, *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(4): 1126-1142.

合。早在 2011 年,我国就启动了旨在推动科技与金融结合的政策试点,并于同年出台《关于促进科技和金融结合加快实施自主创新战略的若干意见》,要求实现科技资源与金融资源的有效对接,为深入实施自主创新战略提供重要保障。经过多年实践,科技金融对传统创新的推动作用得到了学术界与实务界的广泛肯定。与传统创新相比,绿色创新需要变革原有的创新模式,回报周期更长且具有更大的不确定性,要求外部投资者具有更大的风险容忍度。那么,对传统创新“卓有成效”的科技金融能否推动城市绿色创新?如果答案是肯定的,那这背后的机制是什么?但如果答案是否定的,又该如何降低负面效应,甚至转“负”为“正”?回答这些问题,对于科技金融的进一步发展及“双碳”目标的顺利实现具有重要的现实意义。

围绕科技金融与传统创新的研究已较为成熟,而有关科技金融对绿色创新的研究仍有待进一步探索。已有研究认为,科技金融促进了区域绿色创新<sup>①②③</sup>,并存在正向的空间溢出效应<sup>④</sup>。但在不同的人力资本水平、经济发展水平等门槛下,促进效应存在显著差异<sup>⑤</sup>。现有研究对科技金融与绿色创新的关系进行了有益探索,但针对科技金融作用于城市绿色创新的机制缺乏系统的理论分析。

本文拟就以上不足开展进一步研究,在开展相应的研究前本文拟先解决科技金融测度的问题。构建综合评价指标体系是学者常采用的方

法,如刘熹微等从公共科技金融与市场科技金融两个维度选取人均财政科技支出、人均贷款余额等 11 个二级指标进行综合评价<sup>⑥</sup>。但指标体系法可能导致估计结果出现内生性偏误问题<sup>⑦</sup>,而利用外生事件构建双重差分模型能够有效避免内生性问题<sup>⑧</sup>。与科技金融最契合的外生事件莫过于 2011 年科技部会同“一行三会”出台的“促进科技和金融结合试点”政策,彼时包含北京、天津在内的 41 个城市入选;2016 年第二批试点城市名单公布,郑州、宁波等 9 个城市入选。试点政策要求创新财政科技投入方式,探索科技资源与金融资源对接的新机制,发挥政府的引导带动作用,运用市场机制,引导金融机构积极参与科技创新,提升企业的自主创新能力,实现多方共赢。“促进科技和金融结合试点”政策为本文对科技金融测度可能存在内生性的担忧提供了合适的解决方案。基于此,本文将该试点政策视为外生事件,构建双重差分模型开展研究。

本文的边际贡献在于:第一,丰富了绿色创新影响因素与科技金融经济效应的研究。在对绿色创新影响因素的研究中,现有研究多从环境规制<sup>⑨</sup>、外商直接投资<sup>⑩</sup>等角度进行考察,而从科技金融角度进行分析的研究较少;在对科技金融经济效应的研究中,学界多从传统创新<sup>⑪</sup>、产业结构升级<sup>⑫</sup>等方面进行探讨,而对区域绿色创新关注不足。第二,对科技金融作用于城市绿色创新的机制进行了系统梳理。既有研究着重于探讨科技

①吕途,王学真:《科技金融对区域绿色创新效率提升的人力资本门槛效应研究》,《湖南师范大学社会科学学报》2020 年第 5 期。

②顾江寒,柴华奇:《科技金融政策如何促进城市绿色创新发展——来自“科技和金融结合试点政策”的证据》,《科技进步与对策》2022 年第 15 期。

③周伯乐,王小腾:《科技金融对绿色技术创新影响的异质门槛效应》,《软科学》2023 年第 2 期。

④方磊,张雪薇:《科技金融生态对绿色技术创新影响的空间效应——基于东部五大城市群面板数据的实证分析》,《经济地理》2023 年第 2 期。

⑤周伯乐,王小腾:《科技金融对绿色技术创新影响的异质门槛效应》,《软科学》2023 年第 2 期。

⑥刘熹微,邹克:《科技金融是否促进经济与创新的协同》,《湖南科技大学学报(社会科学版)》2021 年第 3 期。

⑦张驰,王满仓:《科技金融对城市产业结构升级的影响研究——基于“促进科技和金融结合试点”政策的准自然实验》,《经济问题探索》2023 年第 1 期。

⑧聂长飞,冯苑,张东:《知识产权保护与经济增长质量》,《统计研究》2023 年第 2 期。

⑨Van Leeuwen G, Mohnen P. “Revisiting the Porter Hypothesis: an Empirical Analysis of Green Innovation for the Netherlands”, *Economics of Innovation and New Technology*, 2017, 26(1-2): 63-77.

⑩Luo Y, Salman M, Lu Z. “Heterogeneous Impacts of Environmental Regulations and Foreign Direct Investment on Green Innovation Across Different Regions in China”, *Science of the Total Environment*, 2021(759): 143744.

⑪王秀丽,郭玉晶:《科技金融与中国国际技术创新——基于省际 PCT 国际专利申请数据的研究》,《西北大学学报(哲学社会科学版)》2020 年第 5 期。

⑫张驰,王满仓:《科技金融对城市产业结构升级的影响研究——基于“促进科技和金融结合试点”政策的准自然实验》,《经济问题探索》2023 年第 1 期。

金融对区域绿色创新的关系<sup>①②</sup>,而对其作用机制鲜有涉及。本文从“金融资源配置效率”与“科技人才集聚水平”双视角出发尝试厘清科技金融对城市绿色创新的作用机制。第三,对异质性分析进行了扩展。既有文献多从传统区域层面进行异质性考察<sup>③</sup>,而对城市层面的异质性疏于考虑。本文从城市发展类型层面入手,为不同发展类型城市制定差异化的科技金融发展政策,对促进城市的绿色创新水平提升提供了经验证据。

### 一 理论分析与假设提出

“资金”与“人才”是城市绿色创新水平提升的双翼。本文认为科技金融通过提升金融资源配置效率与科技人才集聚水平促进了城市绿色创新。

科技金融通过提升金融资源配置效率推动城市绿色创新水平的提升。根据我国的金融发展现实,与“轻资产”多、信息不够透明且缺乏担保的创新型中小企业相比,金融机构更倾向于将资金配置到有政府背书的国有企业与抵押品充裕且财务信息披露规范的大规模企业。金融资源的“偏向性”配置使最具创新活力的科技型中小企业在进行绿色创新活动时往往面临“麦克米伦缺口”,从而阻碍了城市绿色创新水平的提升。首先,科技金融创新财政科技投入方式,将金融资源引向高效率的绿色创新领域,提升了金融资源配置效率。具体而言,通过风险补偿、贷款贴息以及后补助等方式,发挥财政投入的杠杆效应,将大量金融资源引向绿色创新领域。并且推动担保机构、保险机构创新金融产品与服务模式,通过担保贷款、履约保证保险等方式<sup>④</sup>转移金融机构的信用风险,推动更多金融资源流向绿色创新领域,有效改善了领域错配问题。其次,科技金融通过缓解外部投资者与创新型企业之间的信息不对称问题推动了金融资源配置的优化,使更多的绿色创新项

目得到金融支持。微观银行理论认为,银行与企业之间信息不对称带来的道德风险与逆向选择问题导致了银行信贷配给的发生<sup>⑤</sup>。一方面,科技金融通过搭建科技金融服务平台、完善科技企业的信用体系等举措,有效缓解了科技企业与外界投资者之间的信息不对称问题,推动了金融资源配置的优化。另一方面,科技金融通过构建与完善科技专家库,为银行科技信贷的科学决策提供专业支持,有效避免了逆向选择问题,有助于将资金配置到优质绿色创新项目。随着金融资源配置效率的提升,创新型企业在开展绿色创新活动时的资金约束问题将得到有效缓解,这激发了创新型企业的绿色创新活力,进而推动了城市绿色创新水平的跃升。

科技人才集聚水平是科技金融作用于城市绿色创新水平的另一渠道。首先,科技金融通过引导市场金融资源流向绿色创新领域,拓宽了科技企业进行绿色创新活动的商业融资渠道,资金约束问题得以缓解的科技企业将扩大 R&D 投入规模,进而对科技人才产生大量需求。其次,科技金融通过创新科技保险产品持续改善创新基础设施、加大对科技人员保险力度等举措,有效推动了创新环境的优化,从而吸引了科技人才集聚<sup>⑥</sup>。最后,科技金融推动创新资金链条与金融资本链条的深度融合,通过创新金融产品与服务模式为科技企业从孵化新产品、新技术到成果转化,再到高新技术产业化阶段提供全流程的金融支持<sup>⑦</sup>,有效吸引了科技型人才开展创业活动。科技人才集聚水平的提升对城市绿色创新的促进作用体现在需求端与供给端两个方面。在需求端,一般而言,受教育程度与收入水平高的群体会有更强的绿色消费意愿,科技型人才的集聚扩大了当地市场的绿色消费规模<sup>⑧</sup>,能够有效倒逼绿色创新活动的开展。在供给端,由于绿色创新知识具有显性与隐性之分,显性知识可以通过标准化被广泛

①吕途,王学真:《科技金融对区域绿色创新效率提升的人力资本门槛效应研究》,《湖南师范大学社会科学学报》2020年第5期。

②周伯乐,王小腾:《科技金融对绿色技术创新影响的异质门槛效应》,《软科学》2023年第2期。

③周伯乐,王小腾:《科技金融对绿色技术创新影响的异质门槛效应》,《软科学》2023年第2期。

④汪泉,曹阳:《科技金融信用风险的识别、度量与控制》,《金融论坛》2014年第4期。

⑤Stiglitz J E, Weiss A. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, 1981, 71(3): 393-410.

⑥谢文栋:《科技金融政策能否提升科技人才集聚水平——基于多期 DID 的经验证据》,《科技进步与对策》2022年第20期。

⑦芦锋,韩尚容:《我国科技金融对科技创新的影响研究——基于面板模型的分析》,《中国软科学》2015年第6期。

⑧陈超凡,王泽,关成华:《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》,《北京师范大学学报(社会科学版)》2022年第1期。

传播,而以经验与直觉为代表的隐性知识难以标准化,依赖于面对面的传播方式。科技人才集聚提升了科技人才面对面交流的频率,有助于绿色创新知识的溢出,并通过科技人才间交互式学习、相互合作<sup>①</sup>,发挥出“1+1>2”的协作效应,加快了绿色新技术的研发,从而推动了城市绿色创新水平的提升。

基于此,本文提出以下假设:

H1:科技金融对城市绿色创新具有促进作用。

H2:科技金融通过提升金融资源配置效率与科技人才集聚水平推动了城市绿色创新水平的提升。

## 二 实证设计

### (一)模型构建

为考察科技金融对城市绿色创新的影响效果,本文以首批科技金融试点政策为外生事件,构建双重差分模型进行因果识别。本文的模型设定为:

$$Gi\_Per_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 Did_{i,t} + \lambda_1 X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $i$ 为城市, $t$ 为时期; $Gi\_Per_{i,t}$ 为城市绿色创新水平; $Did_{i,t}$ 为科技金融试点政策的虚拟变量; $X_{i,t}$ 为控制变量; $\mu_i$ 为地区固定效应; $\gamma_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

### (二)变量选取

#### 1.被解释变量

本文以城市每万人绿色发明专利申请数量作为城市绿色创新水平( $Gi\_Per$ )的代理变量,选取原因如下:首先,在与绿色创新相关的研究中,学界常以绿色创新效率与绿色专利数量对城市层面的绿色创新水平进行刻画,与前者相比,绿色专利数量能够更加直观地反映城市的绿色创新能力。其次,从申报阶段进行区分,绿色专利数量可分为

绿色专利申请数量与绿色专利授权数量。由于专利授权通常具有1年至2年的时滞<sup>②</sup>,无法有效反映创新主体当期的创新能力,并且所获授权的专利很可能在申请过程中就产生了经济影响<sup>③</sup>,因而选取绿色专利申请数量更加适宜。最后,按绿色专利类型可将其划分为绿色发明专利与绿色实用新型专利,与后者相比,绿色发明专利的技术复杂度与研发成本更高<sup>④</sup>,更能体现城市的绿色创新能力。基于此,本文选择城市绿色发明专利的申请数量对城市的绿色创新水平进行刻画。为便于比较,本文对其取每万人均值。

#### 2.核心解释变量

$Did_{i,t}$ 为本文的核心解释变量,即政策变量。科技金融试点政策一共有两批,共计50个城市入选。第一批试点城市名单于2011年公布,包括北京、天津在内的41个城市入选;第二批试点城市名单于2016年公布,郑州、宁波等9个城市入选。为保证试点政策具有较长的作用时间,本文参考邹克等<sup>⑤</sup>的做法,仅对第一批入选城市予以考察,为避免第二批入选城市对因果识别造成干扰,本文在后续分析中予以剔除,并删去数据缺失严重的部分城市,最终得到263个城市。将首批入选的41个城市设定为实验组,未入选的222个城市设为对照组。仅当 $i$ 城市处于实验组且时期 $t$ 大于2011年时, $Did_{i,t}$ 取值为1,否则取值为0。

#### 3.控制变量

为尽量克服遗漏变量的影响,参照既有研究<sup>⑥⑦</sup>,本文选取以下控制变量:(1)经济发展水平( $Pergdpq$ ),利用各城市以2005年为基期测算的人均实际地区生产总值进行表征。(2)外商直接投资( $Fdi$ ),以外商直接投资与地区生产总值的比值进行刻画。(3)产业结构( $Str$ ),以第二产业产值与地区生产总值的比值进行表征。(4)科研经费投入( $Sci$ ),以财政科技支出与财

①裴玲玲:《科技人才集聚与高技术产业发展的互动关系》,《科学学研究》2018年第5期。

②赵娜:《绿色信贷是否促进了区域绿色技术创新?——基于地区绿色专利数据》,《经济问题》2021年第6期。

③黎文靖,郑曼妮:《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》,《经济研究》2016年第4期。

④纪祥裕,顾乃华:《知识产权示范城市的设立会影响创新质量吗?》,《财经研究》2021年第5期。

⑤邹克,郑云丹,刘熹微:《试点政策促进了科技和金融结合吗?——基于双重差分倾向得分匹配的实证检验》,《中国软科学》2022年第7期。

⑥顾江寒,柴华奇:《科技金融政策如何促进城市绿色创新发展——来自“科技和金融结合试点政策”的证据》,《科技进步与对策》2022年第15期。

⑦马凌远,李晓敏:《科技金融政策促进了地区创新水平提升吗?——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验》,《中国软科学》2019年第12期。

政预算支出的比值进行刻画。(5)市场需求 (Retail),以社会消费品零售总额与地区生产总值的比值进行表征。(6)投资水平(Gt),以固定资产投资与地区生产总值的比值进行测度。(7)金融发展水平(Fin),以年末金融机构存、贷款余额之和与地区生产总值的比值进行表征。(8)环境规制(Er),参考宋德勇等<sup>①</sup>的研究,以单位地区生产总值工业烟(粉)尘排放量的倒数进行测度。

(三)数据来源与处理

鉴于数据的可获得性,本文以2005—2019年263个城市为研究样本。城市层面绿色专利相关数据来自CNRDS数据库,其他控制变量数据均来自各城市的统计年鉴、EPS数据库、国研网。少许缺失值,以线性插值法补齐。为避免离群值对因果识别的干扰,对连续变量进行了双侧1%的缩尾处理。各变量描述性统计见表1。

表1 描述性统计

变量属性	变量名称	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
被解释变量	<i>Gi_Per</i>	城市绿色创新水平	0.386	0.952	0.000	6.395	3 945
核心解释变量	<i>Did</i>	试点政策	0.083	0.276	0.000	1.000	3 945
控制变量	<i>Pergdpq</i>	经济发展水平	10.140	0.785	8.485	12.205	3 945
	<i>Fdi</i>	外商直接投资	0.018	0.019	0.000	0.088	3 945
	<i>Str</i>	产业结构	0.480	0.107	0.199	0.765	3 945
	<i>Sci</i>	科研经费投入	0.014	0.013	0.001	0.070	3 945
	<i>Retail</i>	市场需求	0.362	0.103	0.124	0.664	3 945
	<i>Gt</i>	投资水平	0.703	0.281	0.218	1.613	3 945
	<i>Fin</i>	金融发展水平	2.391	1.578	0.813	10.658	3 945
	<i>Er</i>	环境规制	3.075	4.253	0.040	24.762	3 945

三 实证结果分析

(一)基准回归分析

基于上文构建的双重差分模型,借助Stata 16.0软件,就科技金融对城市绿色创新的影响效应予以考察。表2汇报了回归结果,其中,表2(1)仅

控制了固定效应而未添加控制变量,表2(2)同时控制了固定效应与控制变量,从中可见,政策变量(*Did*)的回归系数均在1%的显著性水平下为正,表明科技金融显著促进了城市绿色创新,前文的假设1得到初步印证。

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>Gi_Per</i>	(2) <i>Gi_Per</i>
<i>Did</i>	1.460*** [6.725]	1.029*** [6.025]
<i>Pergdpq</i>		-1.066*** [-3.314]
<i>Fdi</i>		-2.272 [-1.499]
<i>Str</i>		-1.003*** [-3.203]
<i>Sci</i>		25.364*** [6.265]
<i>Retail</i>		-0.935*** [-3.268]
<i>Gt</i>		-0.274*** [-3.580]
<i>Fin</i>		-0.054*** [-4.611]
<i>Er</i>		0.007*** [2.621]
<i>Year</i>	YES	YES
<i>City</i>	YES	YES
<i>N</i>	3945	3945
<i>adj. R-sq</i>	0.748	0.803

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。括号内为t值。下同,不另作说明。

<sup>①</sup>宋德勇,李超,李项佑:《新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据》,《中国人口·资源与环境》2021年第11期。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

通过平行趋势检验是双重差分模型使用的前提,其要求对照组与实验组的绿色创新水平在政策实行前具有共同的发展趋势。参考 Beck 等<sup>①</sup>的研究,本文以事件分析法进行平行趋势检验。同时借鉴杨上广等<sup>②</sup>的研究,将政策-4 期之前的时间归并至政策-4 期,将政策 4 期后的时间归并至政策 4 期,以政策发生前一年为基准期,具体模型设定如下:

$$Gi\_Per_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{n=-4, n \neq -1}^4 \alpha_n Period_{i,n} + \theta X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$Period_{i,n}$  为虚拟变量,仅在  $i$  城市处于实验组且相距政策发生时点  $n$  年时取为 1,否则为 0。模型(2)主要关注  $\alpha_n$ ,当  $n < 0$  时, $\alpha_n$  的 95% 的置信区间包含 0,则通过平行趋势检验,表明在政策发生前,实验组与对照组的绿色创新水平具有相同的变化趋势。根据图 1 平行趋势检验结果可知,政策-4 期、政策-3 期、政策-2 期回归系数 95% 的置信区间均包含 0,而在政策实行后,回归系数 95% 的置信区间均不包括 0,这表明在科技金融试点政策实行前,试点城市与非试点城市的绿色创新水平变化无显著差异,而在科技金融试点政策实施后呈显著差异。因此,平行趋势检验通过,基准回归结果具有可靠性。

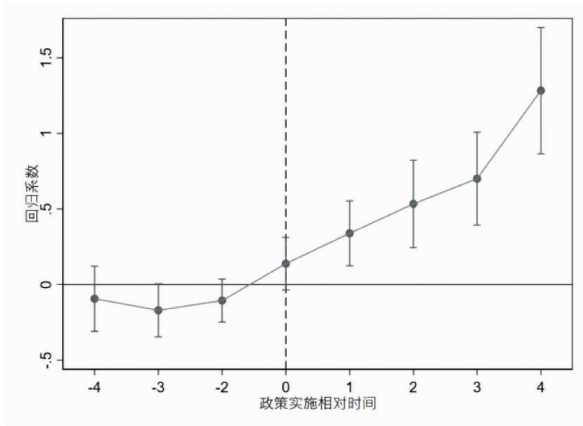


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为排除基准回归结果是由随机因素所致这一顾虑,本文采用虚构实验组的方式进行安慰剂检验。具体操作如下:从 263 个城市中随机抽取 41 个城市作为实验组,将之与时间虚拟变量相乘生成伪政策虚拟变量,再基于模型(1)进行回归,使用计算机将该过程重复 500 次。由图 2 可知绝大部分回归系数的显著性水平位于 10% 的显著性水平之上,且绝大部分回归系数集中于 0 附近,与表 2(2)中政策变量 ( $Did$ ) 的回归系数(1.029)相去甚远,这表明本文的基准回归结果并非偶然,具有较好的稳健性。

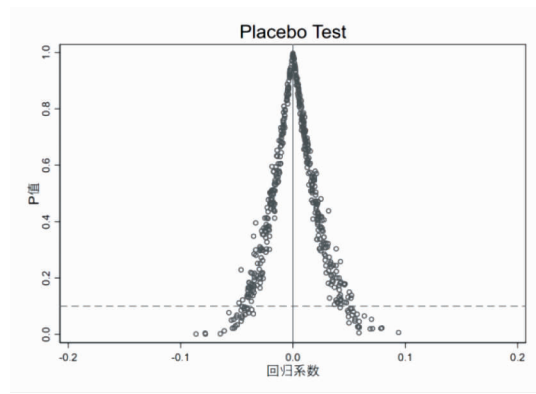


图 2 安慰剂检验

3. 其他稳健性检验

为增强基准回归结论的可靠性,本文还进行了以下稳健性检验。

(1) PSM-DID。为排除选择性偏误对因果识别可能造成的干扰,本文采用 PSM 与 DID 相结合的方法进行稳健性检验。具体操作如下:以是否获批“促进科技和金融结合试点”政策为因变量,以控制变量为匹配变量,使用 logit 模型计算倾向得分,并以“k 近邻匹配法”(k=1)进行样本匹配,再基于模型(1)对匹配后的样本进行重新回归。表 3(1)汇报了回归结果,从中可见,政策变量 ( $Did$ ) 的回归系数在 5% 的显著性水平下为正。

(2) 排除竞争性解释。“促进科技和金融结合试点”政策第一批试点开始于 2011 年,彼时其他试点政策也在同步进行,为避免其他试点政策

<sup>①</sup>Beck T, Levine R, Levkov A. “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.

<sup>②</sup>杨上广,郭丰:《知识产权保护与城市绿色技术创新——基于知识产权示范城市的准自然实验》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》2022 年第 4 期。

的干扰,基于现有研究<sup>①②③</sup>,本文分别对“智慧城市”试点政策、“低碳城市”试点政策、“创新型城市”试点政策予以控制,表3(2)、表3(3)、表3(4)汇报了回归结果。可以看到,在分别添加“智慧城市”试点政策变量(*SmartCity*)、“低碳城市”试点政策变量(*LowCabown*)、“创新型城市”试点政策变量(*CreaCity*)后,试点政策变量(*Did*)的回归系数依然在1%的显著性水平下为正,表明本文的基准回归结果可靠。

(3)缩短样本时间窗口。由于本文研究样本的时间跨度较大,为进一步避免其他政策可能形成的干扰,本文将样本时间缩短为“促进科技和金融结合试点”政策实施时点(2011年)的前后三年,即2008—2014年。从表3(5)可以看出,试点政策变量(*Did*)的回归系数在1%的显著性水平下为正,表明本文的结论具有较好的稳健性。

(4)剔除直辖市。直辖市往往在经济基础、创新资源禀赋等方面与一般城市具有较大差异,为避免其对回归结果的干扰,参考汪克亮等<sup>④</sup>的研究,将4个直辖市剔除后再进行回归。表3(6)

汇报了回归结果,可见,试点政策变量(*Did*)的回归系数依然显著为正,表明本文的结论具有较好的稳健性。

(5)更换被解释变量。为增强研究的可信度,本文以城市每万人绿色发明专利授权数量作为城市绿色创新水平的代理变量进行稳健性检验,考虑到绿色发明专利授权的滞后性,在回归时本文对核心解释变量与控制变量进行了滞后一期处理。表3(7)汇报了回归结果,可见,滞后一期的政策变量(*L.Did*)的回归系数显著为正,再次证明了本文的研究结论可靠。

(三)机制分析

前文提出金融资源配置效率与科技人才集聚水平是科技金融作用于城市绿色创新的重要渠道,现对此予以检验。借鉴温忠麟等<sup>⑤</sup>的研究,以中介效应递归模型进行机制检验,具体模型如下:

$$Mediator_{i,t} = \alpha_1 + \beta Did_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Gi\_Per_{i,t} = \delta_1 + \rho Did_{i,t} + \theta Mediator_{i,t} + \varphi X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Did</i>	0.407** [2.570]	1.031*** [5.994]	0.996*** [5.854]	0.862*** [5.455]	0.636*** [5.493]	0.961*** [5.624]	
<i>L.Did</i>							0.234*** [5.735]
<i>SmartCity</i>		-0.017 [-0.246]					
<i>LowCabown</i>			0.153** [2.399]				
<i>CreaCity</i>				0.602*** [5.322]			
<i>CVs</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	NO
<i>L.CVs</i>	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>City</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	665	3 945	3 945	3 945	1 841	3 885	3 682
<i>adj. R-sq</i>	0.710	0.803	0.805	0.815	0.885	0.784	0.843

①宋德勇,李超,李项佑:《新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据》,《中国人口·资源与环境》2021年第11期。

②王星:《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》,《兰州大学学报(社会科学版)》2022年第4期。

③王晗,何泉吟,许舜威:《创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制》,《中国人口·资源与环境》2022年第4期。

④汪克亮,姜伟:《科技金融政策能否降低环境污染?——基于“促进科技与金融结合试点”的准自然实验》,《技术经济》2022年第10期。

⑤温忠麟,叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014年第5期。

其中: *Mediator* 为中介变量,本文的中介变量为金融资源配置效率与科技人才集聚水平。金融资源配置效率(*FinanceAllo*),参照潘海峰等<sup>①</sup>、马凌远等<sup>②</sup>的研究,以城市年末金融机构贷款余额与城市城乡储蓄总额的比值进行表征;科技人才集聚水平(*Talent\_Tech*),参考郭金花等<sup>③</sup>的研究,以各城市科学研究、技术服务和地质勘查业与信息传输、计算机服务和软件业从业人员占城市总人口比重进行表征。其他变量含义同前文模型(1)。

表 4 汇报了机制检验的结果。可以看出,在金融资源配置效率与科技人才集聚水平的中介效应检验中,模型(3)中政策变量(*Did*)的回归系数、模型(4)中政策变量(*Did*)的回归系数与中介变量(*Mediator*)的回归系数皆在 1% 的显著性水平下为正。并且在 Sobel 检验下,两者的 Z 值均具有 1% 的显著性水平,表明金融资源配置效率与科技人才集聚水平的中介效应存在,本文的假设 2 成立。

表 4 机制检验

变量	金融资源配置效率		科技人才集聚水平	
	(1) <i>FinanceAllo</i>	(2) <i>Gi_Per</i>	(3) <i>Talent_Tech</i>	(4) <i>Gi_Per</i>
<i>Did</i>	0.219*** [3.765]	0.987*** [5.901]	0.272*** [3.272]	0.750*** [4.750]
<i>FinanceAllo</i>		0.193*** [3.909]		
<i>Talent_Tech</i>				1.029*** [8.668]
<i>CVs</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>City</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Sobel Test</i>	Z-Value = 5.527***		Z-Value = 14.270***	
<i>N</i>	3 945	3 945	3 945	3 945
<i>adj. R-sq</i>	0.688	0.808	0.889	0.839

#### (四) 异质性探讨:城市发展类型

我国地域广阔,各城市的资源禀赋存在一定差异,其中以本地自然资源开采与加工为主导产业的的城市被称为资源型城市,与非资源型城市相比,相对丰裕的自然资源可能使其产生“创新惰性”,这使得科技金融对城市绿色创新可能存在异质性影响。对此,本文依照《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》中给出的资源型城市名单,将本文的 263 个城市划分为 106 个资源型城市与 157 个非资源型城市进行分析。表 5 汇报

了回归结果。可见,试点政策变量(*Did*)的回归系数在非资源型城市分组里为正,且通过了 1% 的显著性水平检验,而在资源型城市分组里不显著。这可能在于:一方面,相比非资源型城市,资源型城市以资源型产业推动经济发展形成“路径依赖”和“锁定效应”,缺乏创新精神<sup>④</sup>,从而对科技金融领域投入不足,导致科技金融对地区绿色创新的推力不足。另一方面,资源型城市创新型人才储备不足<sup>⑤</sup>,并且既有人才多集中于采矿与加工等行业,绿色低碳领域技术人才稀缺,从而对绿

①潘海峰,张定胜:《信贷约束、房价与经济增长关联性及其空间溢出效应——基于省域面板数据的空间计量》,《中央财经大学学报》2018年第11期。

②马凌远,李晓敏:《科技金融政策促进了地区创新水平提升吗?——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验》,《中国软科学》2019年第12期。

③郭金花,郭淑芬,郭檬楠:《城市科技型人才集聚的时空特征及影响因素——基于 285 个城市的经验数据》,《中国科技论坛》2021年第6期。

④吕德胜,王珏,唐青青:《数字经济实现了绿色创新“增量提质”吗——基于异质环境关注视角》,《山西财经大学学报》2023年第5期。

⑤郭丰,杨上广,柴泽阳,等:《低碳城市建设能够提升城市绿色技术创新吗?——来自准自然实验的证据》,《软科学》2023年第1期。



色创新活动形成掣肘。

表5 城市发展类型异质性

变量	(1)	(2)
	非资源型城市	资源型城市
<i>Did</i>	1.094*** [5.640]	0.238 [1.059]
<i>CVs</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>City</i>	YES	YES
<i>Choutest</i>	34.29***	
<i>N</i>	2355	1590
<i>adj. R-sq</i>	0.826	0.550

#### 四 主要结论与政策建议

本文基于263个城市2005—2019年的面板数据,以首批“促进科技和金融结合试点”政策为准自然实验,构建双重差分模型考察了科技金融对城市绿色创新的影响,得出以下研究结论:第一,整体而言,科技金融对城市绿色创新具有显著的促进作用。第二,金融资源配置效率与科技人才集聚水平在科技金融对城市绿色创新的作用过程中扮演了重要的渠道角色。第三,异质性探讨

发现,科技金融显著促进了非资源型城市的绿色创新,而对资源型城市的绿色创新尚未起到显著作用。

基于研究结论,为提升城市绿色创新水平以助力“双碳”目标的如期实现,本文提出以下政策建议:第一,各地政府应深入推动科技金融发展,着力为绿色创新活动提供资金保障。一方面,持续创新财政科技资金投入方式,引导更多的社会资本进入科技金融领域;另一方面,应不断创新科技金融产品与服务模式,为创新型企业的绿色创新活动提供充足的资金支持。此外,鼓励试点地区积极探索促进科技与金融结合的新机制,并有序扩大试点范围。第二,应有序提升科技人才集聚水平,强化城市绿色创新发展的人才支撑。一方面,完善创新基础设施,持续优化创新环境;另一方面,完善科技人才的激励体制、管理体制与评价体系,并有针对性地制定优惠政策,为科技人才提供住房保障、子女入学等社会保障,以吸引科技人才集聚。第三,作为实现“双碳”目标的重要主体,资源型城市应加大对科技金融的投入,并做好人才建设。

## The Impact of Sci-tech Finance on Urban Green Innovation: A Quasi-natural Experiment Based on the Policy of “Promoting the Combination of Technology with Finance”

GONG Ri-zhao, LI Qian & LIU Xiang-ling

(School of Business/ Research Base of Strategic Emerging Industries in Hunan Province/ Research Center for High Quality Development of Regional Economy, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China)

**Abstract:** Green innovation is the key support for achieving the “dual carbon” goal. A double difference model is constructed based on the first batch of the policy of “promoting the combination of technology with finance” as a quasi-natural experiment to examine the impact of sci-tech finance on urban green innovation. Research shows that sci-tech finance promotes urban green innovation. Mechanism analysis shows that sci-tech finance promotes urban green innovation by improving the efficiency of financial resource allocation and the level of technology talent aggregation. Heterogeneity analysis shows that sci-tech finance promotes green innovation in non-resource-based cities, yet it has not played a significant role in green innovation in resource-based cities.

**Key words:** sci-tech finance; green innovation; “dual carbon” goal; double difference model

(责任校对 朱春花)