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

顾江寒 柴华奇[1]

(西北工业大学 管理学院,陕西 西安 710072)

【摘 要】:借助科技和金融结合试点政策“准自然实验”,基于2004—2019年中国内地地级市面板数据,使用双重差分法评估科技和金融结合试点政策对绿色创新的影响。研究发现,试点政策显著促进绿色创新发展,且随着试点政策的不断推进,这种促进作用呈现持续增强的动态演化规律。机制研究结果表明,试点政策对绿色创新的促进作用通过拓展公共科技金融资源和市场科技金融资源得以实现。异质性研究结果表明,创新资源投入越丰富、创新能力越强的城市,这种促进作用越显著。试点政策不仅有助于提升城市绿色创新水平,还有利于提高绿色全要素生产率。研究结论可为试点政策的进一步推广提供有效支撑,并为城市绿色发展提供重要启示。

【关键词】:科技金融政策 绿色创新 双重差分法 绿色全要素生产率

【中图分类号】:F292**【文献标识码】**:A**【文章编号】**:1001-7348(2022)15-0041-09

0 引言

2020年9月,习近平总书记在第75届联合国大会上提出:“中国二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和(简称“3060”目标)。”“3060”目标不仅是对《巴黎协定》承诺的进一步践行,更是新冠疫情下全球经济复苏的一场“绿色复苏”革命,展现了中国走绿色低碳高质量发展道路的坚定决心,这就需要对更多绿色技术项目进行全面投资[1]。众多研究表明,绿色创新通过控制排放、减少污染、节约成本、增强企业竞争力和提高绿色全要素生产率等多种路径促进经济发展[2,3,4]。鉴于绿色创新对国家综合实力提升和经济可持续发展的重要性,任何国家都无法回避绿色创新需求。为实现“3060”目标,推进生态文明建设,中国需要让更多企业参与绿色创新。

然而,中国绿色创新发展在投入、外部环境及效率等方面存在诸多问题,解决这些问题离不开金融体系和科技创新体系的有效融合[5]。科技和金融结合的目的在于促进科技创新成果转化[6]。为促进科技和金融结合,加快科技成果转化,增强自主创新能力,2010年科技部主导开展“促进科技和金融结合试点”工作,并于2011年12月确定首批试点城市,其中东、中、西部城市均有所涉及,这些城市有一定的政策代表性。截至2015年末,各试点城市相继出台政策近360项,提出未来要从多个方面为技术创新提供金融支持。国内众多学者研究发现,科技金融能够助力城市经济和创新发展[7,8,9]。那么,科技金融能否激发绿色创新活力,促进绿色创新发展,加快实现“3060”目标,推动生态文明建设?如果有,其作用机制是什么?如果没有,又是何种因素阻碍科技金融驱动绿色创新发展?应该如何降低其负面影响?

[1]**作者简介**:顾江寒(1989—),男,陕西西安人,西北工业大学管理学院博士研究生,研究方向为创新与经济增长;柴华奇(1968—),男,陕西西安人,博士,西北工业大学管理学院教授、博士生导师,研究方向为区域经济学。
基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC790029);陕西省教育厅科研计划项目(20JT065);陕西省社会科学基金项目(2020D026);中国博士后基金面上项目(2020M683690XB)

鉴于此，本文基于 2004—2019 年中国内地地级市面板数据，使用双重差分法，实证考察科技金融政策对城市绿色创新的影响。本文的边际贡献在于：第一，从绿色视角分析科技和金融结合政策对城市创新水平的影响，不仅能够丰富绿色创新研究理论，还有助于拓展科技和金融结合试点政策经济效应评估文献，为科技金融政策大范围推广提供重要依据。第二，在评估方法上，由于科技和金融结合试点政策对于各城市而言是一次“外生冲击”,因此使用双重差分法能够有效考察科技金融的绿色创新效应。相比于其它文献[9],本文克服相关政策对计量结果的干扰，能够获得更加精准的研究结论。第三，本文研究结论表明，在未来一段时间内，继续深化科技金融结合政策不仅可以提升绿色创新水平，还有助于提高绿色全要素生产率，助推绿色经济发展。

1 文献综述与研究假设

1.1 文献评述

本文从科技金融测度和经济效应两个方面对文献进行梳理：第一，科技金融测度。科技金融资源包括公共科技金融资源和市场科技金融资源两种，其中公共科技资源金融以政府财政科技支出为主，市场科技金融资源主要来自金融科技贷款、创业风险投资和资本市场投入等[7]。汪淑娟和谷慎[10]使用公共科技金融与市场科技金融的加总对科技金融进行测度，研究科技金融对中国经济高质量发展的影响。相比单一指标，徐玉莲等[11]从总量、绩效、结构、环境 4 个维度构建科技金融综合评价指标体系；张芷若和谷国锋[8]从资源、经费、融资、产出 4 个维度构建科技金融综合评价体系，并对科技金融与经济发展耦合度进行了测算。第二，科技金融经济效应。汪淑娟和谷慎[10]从创新、协调、绿色、开放、共享 5 个维度分析科技金融对中国经济高质量发展的影响，发现科技金融能够显著推动中国经济高质量发展，且对创新的提升作用最为显著；马凌远和李晓敏(2019)基于省级城市面板数据研究发现，科技金融政策通过改善金融发展效率、加大政府支持力度提升城市创新水平；郑石明等(2020)以促进科技和金融结合试点政策为“准自然试验”,采用倾向得分匹配法和双重差分法研究发现，科技金融对创新具有直接和间接驱动作用；冯锐等[9]的研究表明，科技金融政策有助于提高融资能力和创新水平，进而对全要素生产率产生积极促进作用；冯永琦和邱晶晶[11]的研究表明，科技金融政策有助于提升公共科技金融发展水平，进而促进城市产业结构高度化与合理化。

本文梳理已有文献发现，当前关于科技金融政策对绿色创新影响的研究较少。绿色创新是实现“3060”目标的驱动力，也是推进生态文明建设的重要支撑，因此研究科技金融政策对绿色创新的影响具有一定现实意义。

1.2 理论假设

科技和金融结合试点政策从以下两个方面对绿色创新产生促进作用：第一，缓解科技型企业融资约束，激发企业创新活力。在信贷市场，银行更加偏好实力雄厚的大企业[13],对中小型科技企业的支持力度较小，由此严重束缚了企业创新积极性。绿色技术创新项目具有研发周期长和收益不确定等特征，相比普通项目，其时常面临更加严重的融资约束难题[14]。融资约束不仅是企业启动创新项目的决定性因素，而且对创新成果质量也有十分重要的影响[15]。马凌远和李晓敏(2019)的研究表明，大幅提升以政府投资为主的公共科技金融资源供给，有助于缓解试点城市企业融资约束难题；冯永琦和邱晶晶[12]研究发现，科技金融政策不仅能够拓展公共科技金融资源，而且还有助于促进金融发展水平提升。相关数据显示，截至 2016 年，中关村科技担保已为企业提供超过 1700 亿元的债务担保服务。由此可见，试点政策的实施能够缓解融资约束难题，进而激发企业创新活力。第二，加速创新成果转化，挖掘创新市场价值。技术成果转化是将技术创新成果转化为生产力的重要环节，也是实现创新高质量发展的有力支撑。金融是推动科技成果转化的重要力量，但我国目前缺乏完善的金融体系，无法有效促进科技创新成果转化[1]。因此，政府的引导作用至关重要。2015 年《促进科技成果转化法》进行了多条增补，增补内容强调未来要加大财政资金投入，推动科技成果转化。科技和金融试点政策的实施使知识产权投融资体系不断完善，科技创新成果得以更好地实现财富化(郑石明等，2020),从而进一步提高企业创新意愿，激发企业创新活力。

根据上述分析，试点政策实施有利于促进绿色创新发展。那么，创新主体是否更愿意进行绿色创新?Zhang 等[16]研究指出，

在环境问题愈发严重情形下，利益相关者(如消费者、政府、金融机构和其它社会团体)均会鼓励或迫使企业承担可持续经济增长的责任。具体而言，消费者对污染产品的抵制促使企业不断改进生产工艺和产品，以实现绿色技术创新；政府和社会对环境的监管促使企业不断改进内部流程，以更好地实现绿色创新[17]。相应地，企业可通过绿色创新获取更多资源和利益，如良好的政府关系、更高的社会声誉和更大的市场份额等[18]。据此，本文提出如下假设：

H_1:相比于非试点城市，科技和金融结合试点政策有助于促进试点城市绿色创新发展。

无论是缓解融资约束、激发创新活力还是加速创新成果转化、挖掘创新成果的市场价值，均离不开政府的引导作用。与发达国家相比，中国金融市场发育仍不成熟，亟需一个结构完整、功能齐全的政策性金融体系支持科技创新(郑石明等，2020)。充分发挥政府支持和引导作用，调动多层次金融资源，通过科技银行、科技保险、融资担保和创新基金等多种融资方式缓解科技型企业融资难、融资贵问题[16],可以有效激发企业创新活力。尤其是在科技型中小企业发展初期阶段，创新具有公益性特征，相比市场科技金融资源，政府公共科技金融资源为企业提供直接金融资本，发挥主导作用(芦锋等，2015)。据此，本文提出如下假设：

H_2:科技和金融结合试点政策有助于拓展公共科技金融资源，进而促进绿色创新发展。

此外，政府金融资源投入具有信号传递效应，其通过扩散创新信息，能够撬动更多金融资源投入，发挥杠杆作用[16]。除公共科技金融资源外，创新型企业还能获得信贷市场、资本市场和风险投资主体的科技金融资源。从信贷市场看，在科技金融政策实施的前两年，全国共设立 21 家科技支行，专门为科技型中小企业提供融资服务，这 21 家银行全部位于试点城市[19]。从资本市场看，截至 2018 年，有近百只创投基金在试点城市设立，总规模高达 130 亿元(马凌远等，2019)。此外，国外风险投资基金和风险投资管理公司进入国内，不仅为科技创新提供了必不可少的资金支持，而且其先进的管理理念更有利于提高创新成功率[19]。据此，本文提出如下假设：

H_3:科技和金融结合试点政策有助于拓展市场科技金融资源，进而促进绿色创新发展。

2 研究设计

2.1 基准模型设定

科技金融结合试点政策于 2011 年和 2016 年分两批实施,在时间和城市层面上为政策效果评估提供了两次差分的绿佳机会。因此，本文使用双重差分法研究试点政策对城市绿色创新的影响。基准模型构建如下：

$$Greeninn_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 Pilotpolicy + \sum_{N=1}^{N} \alpha_N Control + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，t 表示第 t 年；i 表示第 i 个城市；Greeninn 为被解释变量，本文使用人均绿色专利授权量衡量试点政策对城市绿色创新的影响；Control 为控制变量；μ_i 为城市固定效应；λ_t 为时间固定效应；ε_{it} 为残差项；Pilotpolicy 为本文核心解释变量科技和金融结合试点政策；系数 α_2 为重点关注对象，用于衡量试点政策对城市绿色创新的净效应。如果 α_2 显著为正，说明试点政策对城市绿色创新发展具有促进作用。

2.2 变量定义与描述性统计分析

本文重点研究试点政策对绿色创新的影响，并对试点政策促进绿色创新的作用机制和异质性进行分析。由于绿色创新同时

受城市其它经济变量的影响，因此本文引入一系列影响绿色创新的控制变量，具体变量定义见表 1。

表 1 相关变量定义及测量方法

变量名称	变量含义	测量方法	均值	标准差
Greeninn	人均绿色专利数(个/万人)	绿色专利授权量/年末总人口	0.5840	1.7103
Pilotpolicy	科技和金融结合试点政策	科技金融试点政策实施城市	0.0696	0.2981
lnpgdp	区域经济发展水平	ln(人均 GDP)	9.9837	0.9152
urb	城市化水平	非农业人口/年末总人口	0.4323	0.3412
ind	产业发展水平	第三产业 GDP/年末 GDP	0.4101	9.4122
fin	金融发展水平	年末金融机构人民币各项贷款余额/年末 GDP	2.0132	1.4246
hc	人力资本(人/万人)	科研综合技术服务从业人数/年末总人口	25.3722	97.5568
gov	政府干预程度	政府财政支出/年末 GDP	0.1920	0.3122
ifdi	外商直接投资水平	外商实际投资额/年末 GDP	0.0412	0.2047
env	环境污染	ln(二氧化硫排放量)	10.9176	1.5696

(1)被解释变量：

绿色创新。专利包含科技信息，可以较好地反映创新活动产出情况，是衡量城市创新水平的可靠性指标[20]。参考韩先锋等[21]的研究，本文使用绿色专利授权量衡量城市绿色创新水平，具体用“绿色专利授权量与城市总人口的比值”表征，即用城市人均绿色专利数衡量绿色创新水平。

(2)核心解释变量：

科技和金融结合试点政策。试点政策于 2011 年和 2016 年分批次实施，其中有 41 个城市为首批试点城市、9 个城市为第二批试点城市[12]。本文将这 50 个城市设置为实验组，其它城市形成对照组。本文设置 Pilotpolicy 变量，对 2011 年和 2016 年实施试点政策的城市赋值为 1,其它赋值为 0。

(3)控制变量。

为研究试点政策对城市绿色创新水平的影响，参考马凌远和李晓敏(2019)、郑石明等(2020)和韩先锋等[21]的研究，控制以下变量：①在绿色创新过程中，城市发展水平越高，优质企业越愿意主动进行创新，而且更高的文化物质需求也会倒逼企业创新，因此本文对城市经济发展水平加以控制，用人均 GDP 对数值衡量，②城市化水平，用城市非农业人口占比衡量。城市化水平越高，意味着人力资源越丰富，创新人力资本投入越容易获取；③产业发展水平，用城市第三产业产值占城市的 GDP 比值表示，较高的产业化发展水平有利于倒逼企业创新；④资本投入是创新投入的重要组成部分，城市金融发展水平对创新主体资金筹集有重要影响，因此本文用“年末金融机构人民币各项贷款余额/年末 GDP”的比值反映金融发展水平；⑤城市人力资源越丰富，越容易培养出科研人才，因此本文用“科研综合技术服务从业人数/年末总人口”计算得到的科技人才普及率衡量城市人力资本水

平；⑥政府在资源配置中发挥着重要作用，政府干预在创新外部环境构造中扮演着重要角色，因此本文用“政府财政支出/年末GDP”的比值衡量政府干预程度；⑦外商直接投资水平，用外资额占当年GDP的比值表示，外商直接投资反映城市对外开放程度，对创新既有可能存在挤入效应，也有可能存在挤出效应；⑧城市环境污染，用城市二氧化硫排放量对数值衡量，政府十分重视生态文明建设，相继颁布了一系列环保政策应对城市环境污染问题，这些环保政策均有助于推动绿色技术创新。

2.3 数据说明

本文基于2004—2019年中国内地283个地级市面板数据研究科技和金融结合试点政策对绿色创新的影响机制。起始年份设为2004年的原因在于，第一批试点城市名单于2011年12月公布，因此将2012—2019年设为政策实施期。作为对照，将2004—2011年设为政策未实施期，同样包含8个年份。本文原始数据均来源于中国研究数据服务平台和《中国城市统计年鉴》。

3 实证分析

3.1 基准回归结果

首先，根据基准模型检验试点政策对城市绿色创新发展水平的影响，估计结果见表 2,各列均控制个体固定效应和时间固定效应。从中可见，第(1)列试点政策估计系数值为正，且通过1%的显著性检验，初步表明试点政策对绿色创新具有显著促进作用。在控制一系列控制变量后，第(2)列试点政策估计系数仍显著为正，说明试点政策推动了绿色创新发展。此外，第(3)列对人均绿色专利数进行滞后一期处理，第(4)列和第(5)列的被解释变量分别为人均实用新型绿色专利数和人均发明绿色专利数。结果发现，在考虑专利授权滞后性和绿色专利类型后，试点政策估计系数值均为正且通过显著性检验，说明试点政策显著推动了绿色创新发展。

表2 基准模型估计结果

解释变量	Greeninn	Greeninn	l.Greeninn	Greeninn_um	Greeninn_inn
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Pilotpolicy	2.3172***	2.0143***	1.9901***	1.8643***	1.5566***
	(24.33)	(23.23)	(22.17)	(23.66)	(21.66)
lnpgdp		0.3152***	0.2538**	0.1963***	0.1719***
		(3.99)	(2.32)	(4.67)	(3.88)
urb		1.7215***	1.5167***	1.1481***	1.2413***
		(10.18)	(9.11)	(12.63)	(11.46)
ind		0.0121***	0.0117**	0.0142***	0.0097***
		(4.76)	(2.07)	(4.12)	(3.21)
fin		0.6311***	0.4241***	0.1647***	0.1424***
		(5.14)	(3.29)	(3.67)	(5.16)

hc		0.0005**	0.0003**	0.0003**	0.0002**
		(2.47)	(2.16)	(2.09)	(1.99)
gov		-0.2172	-0.1059	-0.9502	-0.5250
		(-1.52)	(-1.08)	(-1.19)	(-1.66)
env		-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002
		(-0.66)	(-1.41)	(-1.01)	(-0.98)
fdi		0.2016	0.1035	0.1066	0.1550
		(1.43)	(1.50)	(1.32)	(1.19)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0318*	-2.0113***	1.0854**	-2.4563***	-3.5634***
	(1.89)	(-4.07)	(2.13)	(-4.56)	(-4.97)
N	4528	4528	4245	4528	4528
R^2	0.3712	0.4525	0.3456	0.4535	0.2654

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平下显著；②括号内为 t 值，下同

3.2 稳健性检验

(1)平行趋势检验和动态分析。

进行试点政策创新效应评估的一个重要前提是，如果不存在试点政策的冲击，试点城市和非试点城市之间的创新发展趋势应该一致。本文可能存在如下质疑：实验组城市在试点政策实施之前就比对照组城市有着更高或更低的绿色创新发展水平，如果试点城市与非试点城市之间的绿色创新发展趋势在之前就存在系统性差异，那么前文基准回归结果就可能有误。

鉴于此，参考 Howell[22]的研究，本文在试点政策实施前后设置多个年份虚拟变量，将其作为解释变量纳入基准回归模型，并绘图展示年份虚拟变量回归系数和 5%置信区间。若在试点政策实施前年份虚拟变量置信区间包含 0,则说明试点城市与非试点城市在之前满足平行趋势假设，即二者之间不存在系统性差异。具体而言，以政策颁布当年为基期，设置试点政策实施前 3 年至后 6 年的年份为虚拟变量，将其回归系数和置信区间通过绘图表示(见图 1)。从中可见，在试点政策实施前，估计系数置信区间包含 0。这说明：一方面，在试点政策实施前，处理组和实验组绿色创新发展满足平行趋势假设；另一方面，在试点政策实施后，年份估计系数为正且置信区间不包含 0,说明试点政策对试点城市绿色创新发展起促进作用。此外，从动态视角看，随着政策的不断推进，绿色创新系数值逐渐增大，且呈现边际效应递增规律，说明试点政策对绿色创新的影响存在持续增强的动态演化规律。

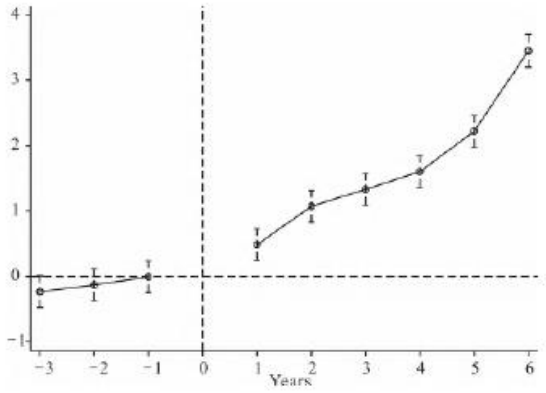

图 1 平行趋势检验与动态分析

(2)安慰剂检验。

平行趋势检验初步验证了基准回归结果的稳健性，即试点政策对绿色创新发展具有积极推动作用。但同时也存在另一个疑问：估计结果显著性可能源自一些其它随机因素，而非试点政策的作用。鉴于此，参考 Cantoni 等[23]的研究，通过安慰剂检验试点政策对绿色创新的积极作用是否由其它不可观测因素所导致。第一，任意选取 50 个城市作为处理组。第二，剔除首尾年份后，任意选取 2005—2018 年中的某一年份作为政策起始年份。第三，对抽取数据进行 500 次回归，并对 500 次试点政策回归系数进行统计，绘制带基准回归试点政策估计系数的核密度图(见图 2)。结果发现，基准回归结果(虚线)位于右侧，仅有少数值位于虚线右侧，因此排除试点政策对绿色创新推动作用源自随机因素的可能。

(3)省份时间趋势。

在创新型国家建设进程中，各省份均会制定促进城市创新发展的相关政策，并积极发挥政府的引导作用。各省份创新发展支持政策不同，对创新发展的影响结果也不同。本文在基准模型的基础上纳入省份时间固定效应模型，对各省份随时间变化的其它因素加以控制。表 3 第(1)列估计结果显示，在控制省份时间固定效应后，试点政策对绿色创新仍具有积极推动作用，验证了前文研究结论的稳健性。

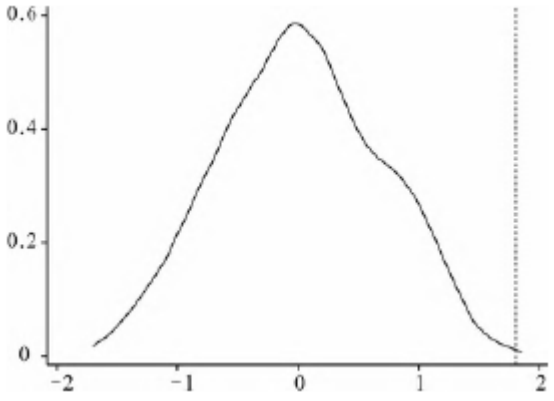

图 2 安慰剂检验

(4)排除极端值的影响。

对于基准模型回归结果，极端值的存在可能会影响其稳健性。原因在于，个别城市具有较好的创新投入条件、创新发展环境和创新基础，导致部分城市绿色创新发展水平远高于其它城市，而部分城市绿色创新水平极低。如果纳入这样的极端值样本，前文估计结果有可能存在偏误，会使研究结论可信度大大降低。因此，对绿色创新进行 1%、2%和 5%的缩尾处理，估计结果见表 3 第(2)列～(4)列。以第(2)列为例，对绿色创新指标进行 1%的双侧缩尾处理，发现试点政策估计系数仍显著为正，验证了本文研究结论的稳健性。第(3)列和第(4)列对绿色创新进行 2%和 5%的双侧缩尾处理，结果进一步验证了研究结果的稳健性。

(5)更换被解释变量测量方式。

在基准回归模型中使用人均绿色专利授权量衡量绿色创新发展水平。本文更换绿色创新计算方式，采用城市绿色专利授权量的对数值表征。鉴于部分城市存在当年未获得绿色专利的可能，因此对绿色专利授权量加 1 后再取对数值，将其纳入基准模型重新进行回归，结果见表 3 第(5)列。从中可见，在更换绿色创新指标衡量方式后，试点政策依然对绿色创新具有显著促进作用，进一步强化了本文研究结论。

(6)PSM-DID。

为进一步消除城市个体差异可能造成的计量结果偏误，本文采用倾向得分匹配法缓解个体差异，以期获得更加有效的试点政策绿色创新溢出效应。具体而言，采用卡尺匹配法为试点城市匹配对照城市，半径为 0.001,匹配前后的标准化偏差结果见图 3。由图 3 可知，在匹配后，各特征变量的偏差位于 0 附近，所得面板数据相对均衡，表明个体差异在使用匹配方法后得以缓解。进一步，根据匹配数据和模型(1)的设定，重新考察试点政策对绿色创新的影响，结果见表 3 第(6)列。从中可见，试点政策估计系数仍显著为正，进一步验证了本文研究结论的可靠性。

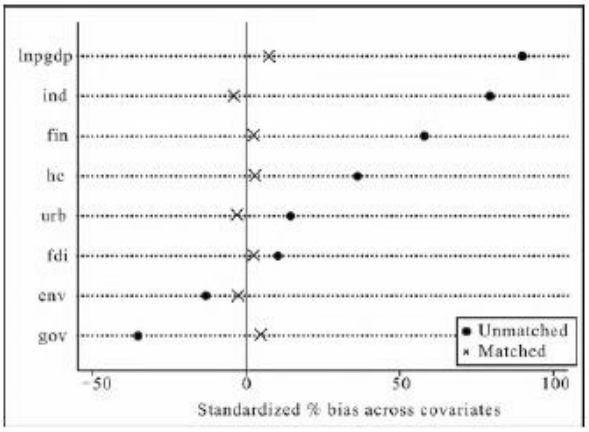

图 3 匹配前后标准化偏差

(7)排除其它政策的干扰。

2012 年 3 月起，浙江温州设立全国第一家国家级金融试验区。此后，多个国家级金融试验区在不同城市设立，涉及中国 42 个城市。研究表明，试验区设立有助于优化金融资源配置[24]。如果金融试验区的设立为一次性进行，那么通过双重差分模型可以剔除其对本文计量结果的干扰。但是，金融试验区的设立从温州开始，分城市、分时段逐渐在全国铺开。在这种情况下，设立金融试验区的城市金融资源将发生明显改变，且这种改变会对试点政策创新效应造成干扰。鉴于此，为控制金融试验区成立对研究

结果造成的干扰，本文设立金融试验区虚拟变量(reform),将其纳入基准回归模型，估计结果见表 3 第(7)列。从中可见，在控制金融试验区设立的影响后，试点政策对绿色创新仍具有显著推动作用，进一步验证了本文研究结论的可靠性。

表 3 稳健性检验结果

解释变量	Greeninn	Greeninn_w1	Greeninn_w2	Greeninn_w5	lnpatent	Greeninn	Greeninn
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Pilotpolicy	1.8162***	1.6315***	1.4867***	1.7201***	1.4521***	1.1452***	1.2341***
	(19.17)	(24.15)	(21.41)	(25.52)	(3.67)	(4.12)	(21.20)
reform							1.1141***
							(10.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份时间	控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
常数项	-3.3452**	-4.5634***	-3.4352***	-2.3425***	1.4325***	-1.4235***	-3.3674***
	(-5.15)	(-5.18)	(-4.12)	(-6.12)	(4.18)	(-7.19)	(-7.23)
N	4528	4528	4528	4528	4528	4528	4528
R^2	0.4147	0.3314	0.3143	0.3354	0.3012	0.2345	0.3843

3.3 机制检验：科技金融资源视角

上述研究表明，试点政策显著促进城市绿色创新水平提升。那么，试点政策是如何驱动绿色创新发展的?在政府政策主导下，创新型企业能够获得更多公共科技金融资源和市场科技金融资源，这些资源是否成为试点政策推动绿色创新发展的作用渠道?为解决这一问题，本文采用中介效应模型对科技金融资源作用机制进行验证。第一步，检验试点政策对绿色创新发展的影响，结果见表 2 第(2)列，发现试点政策能够显著促进绿色创新发展。第二步，检验试点政策对中介变量的影响。以科技投入强度反映政府公共科技金融资源，计算方式为“科技支出/财政支出”。另外，参考汪淑娟和谷慎[10]的研究，对市场科技金融资源进行衡量，并采用“市场科技金融资源/年末金融机构人民币各项贷款余额”表征市场科技金融资源投入强度(inputmar),估计结果见表 4 第(1)和第(3)列。从中可见，试点政策系数显著为正，说明试点政策促使政府和市场加大了对科技型企业的投资力度。第三步，同时检验公共科技金融资源和市场科技金融资源对绿色创新发展的推动作用，结果见表 4 第(2)列和第(4)列。从中可见，试点政策和中介变量估计系数均显著为正，表明公共科技金融资源和市场科技金融资源是试点政策作用于绿色创新的重要路径。

表 4 机制分析结果

解释变量	inputgov	Greeninn	inputmar	Greeninn
	(1)	(4)	(2)	(3)
Pilotpolicy	0.0108***	1.0543***	0.0074***	1.8345***
	(5.23)	(12.03)	(4.12)	(21.01)
inputgov		0.8556***		
		(3.12)		
inputmar				1.8045***
				(3.57)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.3452***	-3.5363***	-2.6574***	-8.5342***
	(5.10)	(-5.10)	(-5.19)	(-4.76)
N	4528	4528	4528	4528
R^2	0.2452	0.2435	0.2456	0.3533

4 进一步分析

4.1 异质性检验

在试点政策实施过程中，虽然政府可以引导市场科技金融资源优化配置，进而促进绿色技术创新发展。但是，一方面绿色创新发展建立在现有创新投入的基础上，试点城市颁布的相关配套金融政策不同，创新投入水平也不同；另一方面，城市创新能力对绿色技术创新产出有直接影响。因此，城市创新投入和创新水平是影响试点政策绿色创新溢出效应的重要因素。

(1)创新投入的影响。

创新投入主要包括人力投入和资本投入。一方面，科技创新依赖科学知识增长，其高投入特点需要金融资本的大力支持，当城市创新资源投入比较丰富时更容易进行科研活动，更能加快绿色创新发展；另一方面，丰富的创新资源投入蕴含着更大的市场价值，更容易激发创新主体活力，使创新主体在竞争环境中提高绿色创新水平。为检验创新投入对试点政策绿色创新溢出效应的影响，本文选取人力投入和资本投入作为城市创新投入的代理变量，并根据城市科研人员数量样本均值，将人员投入划分为高人力投入和低人力投入两种。类似地，将资本投入划分为高资本投入和低资本投入，回归结果见表 5 第(1)～(4)列。从中可见，高人力投入和高资本投入试点政策回归系数值分别高于低人力投入及低资本投入试点政策估计系数值，表明试点政策对绿色创新的促进作用存在明显的异质性，即创新资源投入越大，试点政策对绿色创新的推动作用越显著。

(2)创新能力的影响。

事实上，即使科技金融资源十分丰富，企业脱离自身创新能力也容易出现错配。因此，本文根据城市人均绿色专利数均值，将样本城市划分为高创新能力组和低创新能力组，回归结果见表 5 第(5)～(6)列。从中可见，试点政策对高创新能力城市绿色创新的促进作用更加明显，对低创新能力城市绿色创新的推动作用相对较弱，进一步表明试点政策对绿色创新的促进作用具有明显的异质性。

表 5 异质性分析结果

解释变量	人力投入		资本投入		创新能力	
	高(1)	低(2)	高(3)	低(4)	高(5)	低(6)
Pilotpolicy	2.3542***	1.1539***	1.6945***	0.7834***	2.5436***	0.3215***
	(10.45)	(13.43)	(5.27)	(9.03)	(10.33)	(5.18)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	4.3452**	0.2435	-5.6563*	-0.4563*	-8.3452***	-0.4525***
	(2.32)	(1.45)	(-1.79)	(-1.65)	(-4.19)	(-3.21)
N	1105	3423	1268	3260	1655	2873
R^2	0.4411	0.4255	0.4123	0.3342	0.4324	0.4532

4.2 绿色创新溢出效应

实施创新驱动发展战略，着力点最终应放在提高全要素生产率上。本文采用 SBM 模型计算各城市的绿色全要素生产率(gtfp)，其中投入和产出指标参考陈浩等[25]的研究，借鉴中介效应回归思路，进行逐步回归。由表 6 第(1)列回归结果可知，绿色创新能够显著提高绿色全要素生产率；第(2)列将试点政策和绿色创新同时作为解释变量纳入回归模型，结果发现绿色创新估计系数显著为正，而试点政策估计系数却不显著。综上可知，试点政策的绿色全要素生产率促进效应需要通过绿色创新传导，即试点政策有助于提高试点城市绿色创新发展水平，从而促进绿色全要素生产率提升。

5 结语

5.1 研究结论

绿色技术创新需要科技和金融的有效结合，科技与金融结合试点政策的出台提供了一个良好的“准自然实验”机会，有助于精准考察科技金融政策对绿色创新的作用。本文基于 2004—2019 年中国内地地级市面板数据，使用双重差分法探讨科技金融政策对试点城市绿色创新发展的驱动作用。结果发现，试点政策显著提高了试点城市绿色创新发展水平，且随着政策的不断推进，这种促进作用呈现持续增强的动态演化规律。机制研究结果表明，试点政策对绿色创新的促进作用通过拓展公共科技金融资

源和市场科技金融资源得以实现。异质性研究结果表明，这种促进作用受城市创新投入和创新能力的影响，创新资源投入越丰富、创新能力越强的城市，试点政策绿色创新的推动作用越明显。进一步研究发现，试点政策不仅提高了试点城市绿色创新发展水平，还能提升绿色全要素生产率。

表 6 绿色创新的经济效果

解释变量	gtfp	gtfp
	(1)	(2)
Greeninn	0.0762***	0.0619***
	(6.15)	(5.21)
Pilotpolicy		0.0023
		(1.44)
控制变量	控制	控制
时间效应	控制	控制
个体效应	控制	控制
常数项	0.4255***	-5.4525***
	(6.42)	(-4.12)
N	4528	4528
R^2	0.3940	0.3214

5.2 政策启示

根据上述研究结论，本文提供如下启示。

(1)本文研究结论为在全国更多城市推广科技金融政策提供了重要政策依据。国家加大科技金融支持力度，实现绿色技术与资本有效对接，可以持续提升绿色创新水平和城市绿色全要素生产率。由此可见，应在更多城市落实科技金融结合政策。

(2)除政府为主的公共科技金融资源外，市场科技金融资源同样是科技金融政策促进绿色创新发展的重要力量。因此，政府在增加公共科技金融资源的同时，应完善金融配套设施与服务，积极调动市场投资主体的积极性，探索多种类型的金融资源支撑模式。

(3)各城市需要根据自身实际情况灵活执行科技金融政策，避免“一刀切”。尤其是对于创新禀赋较差区域，需要优先强化区域创新环境，争取早日实现科技金融政策对区域绿色创新促进效应的最大化。

参考文献：

[1]POLZIN F,SANDERS M.How to finance the transition to low-carbon energy in Europe[J].Energy Policy,2020,147,111863.

[2]APAK S,ATAY E.Global competitiveness in the EU through green innovation technologies and knowledge problems[J].Procedia-Social and Behavioral Sciences,2015,181:207-217.

[3]DENG Y L,YOU D M,WANG J J.Optimal strategy for enterprises' green technology innovation from the perspective of political competition [J].Journal of Cleaner Production,2019,235:930-942.

[4]ABBAS J,SAGAN M.Impact of knowledge management practices on green innovation and corporate sustainable development:a structural analysis [J].Journal of Cleaner Production,2019,229(20):611-620.

[5]EKATERINA K,EKATERINA E,ANNA D,et al.Research of instruments for financing of innovation and investment construction projects[J].Procedia Engineering,2016,153(8):112-117.

[6]赵昌文，陈春发，唐英凯.科技金融[M].北京：科学出版社，2009.

[7]邹克，倪青山.公共科技金融存在替代效应吗——来自283个地市的证据[J].中国软科学，2019,34(3):164-173.

[8]张芷若，谷国锋.中国科技金融与区域经济发展的耦合关系研究[J].地理科学，2020,40(5):79-87.

[9]冯锐，马青山，刘传明.科技与金融结合对全要素生产率的影响——基于“促进科技和金融结合试点”准自然实验的经验证据[J].科技进步与对策，2021,38(4):1-9.

[10]汪淑娟，谷慎.科技金融对中国经济高质量发展的影响研究——理论分析与实证检验[J].经济学家，2021,33(2):81-91.

[11]徐玉莲，赵文洋，张涛.科技金融成熟度评价指标体系构建与应用[J].科技进步与对策，2017,33(11):118-124.

[12]冯永琦，邱晶晶.科技金融政策的产业结构升级效果及异质性分析——基于“科技和金融结合试点”的准自然实验[J].产业经济研究，2021,20(2):128-142.

[13]LASHITEW,ADDISU A.The uneven effect of financial constraints:size,public ownership,and firm investment in ethiopia[J].World Development,2017(97):178-198.

[14]ZHANG W,CHIU Y B.Do country risks influence carbon dioxide emissions?a non-linear perspective[J].Energy,2020,206:118048.

[15]GARCIA Q J,SEGARRA B A,TERUEL M.Financial constraints and the failure of innovation projects[J].Technological Forecasting and Social Change,2018,127:127-140.

[16]ZHANG Y M,XING C,WANG Y.Does green innovation mitigate financing constraints?evidence from China's private enterprises[J].Journal of Cleaner Production,2020,264:121698.

[17]MA Y,HOU G,YIN Q,et al.The sources of green management innovation:does internal efficiency demand pull or external knowledge supply push[J].Journal of Cleaner Production,2018,202(20):582-590.

[18]BURNS B L,BARNEY J B,ANGUS R W,et al.Enrolling Stakeholders under conditions of risk and uncertainty[J].Strategic Entrepreneurship Journal,2016,10(1):97-106.

[19]朱鸿鸣，赵昌文，姚露，等.中美科技银行比较研究——兼论如何发展我国的科技银行[J].科技进步与对策，2012,29(10):84-90.

[20]GHISETTI C,QUATRARO F.Green technologies and environmental productivity:a cross-sectoral analysis of direct and indirect effects in italian regions[J].Ecological Economics,2017,132:1-13.

[21]韩先锋，李勃昕，刘娟.中国 OFDI 逆向绿色创新的异质动态效应研究[J].科研管理，2020,41(12):32-42.

[22]HOWELL S T.Financing innovation:evidence from R&D grants[J].American Economic Review,2017,107(4):1136-1164.

[23]CANTONI D,CHEN Y Y,YANG D Y,et al.Curiculum and ideology[J].Journal of Political Economy,2017,125:338-392.

[24]邓向荣，冯学良，李宝伟.金融改革与地区产业结构升级——来自金融改革试验区设立的准自然实验[J].经济学家，2021,33(2):71-80.

[25]陈浩，刘培，许佩.城市绿色全要素生产率演变机制研究——基于城市能源与土地要素约束的视角[J].中国人口·资源与环境，2020,30(9):93-105.