

科技金融试点政策的异质性溢出效应研究

张建刚,刘琪琪,康 宏

(山东科技大学 经济管理学院,山东 青岛 266590)

摘 要:科技金融是支持创新驱动发展战略和区域协调发展战略的重要着力点。本文运用多时点双重差分模型、中介效应模型和空间双重差分模型等方法,评估科技金融试点政策对地区创新水平的影响。研究发现:试点政策主要通过加强政府战略引导、促进信贷资源集聚和激励企业研发投入等渠道提升所在区域的创新水平;试点地区与周边地区的空间关联和溢出效应明显,试点政策总体上显著促进周边地区创新水平提升。将溢出效应进一步分解发现,通过合作创新、竞争及模仿机制,试点政策显著促进周边其他试点地区创新水平提升,而对周边非试点地区创新的带动效应可能存在抵消,促进效果不显著。研究结论对于金融强国背景下科学合理地制定科技金融政策,加快推进创新型国家建设具有较为重要的启示。

关键词:试点政策;科技金融;区域创新;空间双重差分;异质性溢出效应

中图分类号:F832;F124.3

文献标识码:A

文章编号:1008-7699(2025)02-0085-14

一、引 言

作为驱动经济高质量发展的“鸟之双翼,车之两轮”,科技与金融结合的广度和深度是加快实施创新驱动发展战略、促进经济发展方式转变的基础和保障。2023年10月召开的中央金融工作会议明确指出要“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”,其中科技金融居于首位。作为激发经济增长新动能、培育发展战略性新兴产业和未来产业的重要因素,大力发展科技金融不仅是增强金融服务经济社会高质量发展的迫切需要,更是建设中国特色金融强国的重中之重。为探索推动中国科技金融高质量发展的有效路径,2011年,由中国人民银行、科技部等五部门联合确定北京、江苏、青岛等16个地区为首批科技金融结合试点地区;2016年又确定郑州、厦门等9个城市为第二批试点城市。这种“先行先试—经验推广”的政策扩散模式,充分体现了中国式制度创新的典型特征。

从中国国情来看,推动地区整体创新改革的进程烙有渐进性特征,政府通过政策干预手段所希望实现的目标不仅是试点地区自身创新水平的提升,还更加重视试点地区的辐射带动能力,即试点地区能否“以点带面”推动区域整体创新水平提升。既有的政策评估型文献多聚焦政策实施对试点地区自身的影响,^[1-3]较少关注对周边地区的作用效果。因此,在评估促进科技金融试点政策实施效果时,除了需要回答试点政策是否提升了试点地区自身的创新水平以及作用机制等问题,还需进一步追问:试点政策在试点地区的实施,是否起到了辐射带动周边地区促进科技和金融结合的“示范作用”?二者间的联系又通过何种机制实现?对上述问题的考察不仅有利于科技与金融深入结合经验的积累,还对未来科技金融政策的完善和推广具有重要意义。

本文的边际贡献主要为:第一,系统评价“促进科技和金融结合”试点政策的实施效果,并指出完整的

收稿日期:2024-04-19

基金项目:国家自然科学基金项目(72301162);青岛市社会科学规划研究项目(QDSKL2301107)

作者简介:张建刚(1974—),男,河北满城人,山东科技大学经济管理学院副教授、硕士生导师,博士;康 宏(1974—),女,河北满城人,山东科技大学经济管理学院讲师,本文通讯作者。

试点政策效果评估应包括对试点地区自身及周边地区影响的双重效应检验。第二,解构试点政策驱动区域创新的传导路径黑箱,系统解析科技金融政策对区域创新的多层级传导机制,为科技与金融的深入结合提供理论参考。第三,在空间溢出效应研究中,地理单元的交互关联性往往导致政策干预产生跨区域传导,这使传统双重差分法面临稳定单元处理值假设(stable unit treatment value assumption, SUTVA)失效的风险——即试点地区的政策效应可能通过空间关联渠道外溢至邻近试点及非试点区域。为此,本文采用空间双重差分模型(spatial difference-in-differences, SDID)来研究试点政策实施的空间溢出效应,明确划分试点地区对周边试点地区和非试点地区各自的影响,更为准确的考察政策溢出效应的空间异质性。

二、文献综述与研究假说

(一)文献综述

科技与金融的结合经历了一个各自独立发展、局部技术嵌入到协同演进的过程。熊彼特指出,金融是一种促进创新的活动,一批重大创新都依赖于金融资本,由此奠定了科技创新与金融关系的经济学理论基础^[4]。King等认为金融机构可以通过多种路径评估创新风险,进而提升企业创新能力^[5]。Perez进一步揭示了科技创新与金融资本互动的基本范式,从金融资本支持技术革命的发展、推动技术革命的深化等角度探究了科技创新与金融之间的相互作用^[6]。此后,大多数实证研究也证实了商业银行、资本市场以及风险投资等对技术创新的促进作用^[7-10]。上述研究多强调自由市场条件下科技与金融的自然融合,但对政府在二者融合中的影响及推动作用并未过多关注。

国内的“科技金融”概念于20世纪90年代由我国深圳科技局首次提出。2009年,赵昌文等出版了《科技金融》一书,首次系统定义了科技金融概念^[11]。随着政府与产业界对科技与金融的结合越来越重视,众多学者也聚焦科技金融对科技创新的影响。如王宏起等分析了科技创新与科技金融的相互作用,通过建立专门的协同度模型揭示了二者之间的协同发展机理^[12]。李俊霞等区分了市场科技金融与公共科技金融,研究发现二者均促进了高科技产业的发展^[13]。潘娟等运用DEA方法研究了科技金融投入与科技创新绩效之间的内在联系,得出我国科技金融创新绩效稳步增长的结论^[14]。张玉喜等通过测试中国科技金融生态系统的共生度,发现科技金融生态系统共生对科技创新绩效具有显著正效应^[15]。史安娜等从产业生命周期出发,以长江经济带为研究对象,发现科技金融可以通过科技资源、政府财政科技投入和市场融资显著影响区域高技术产业发展^[16]。顾幼瑾等运用模糊集定性比较分析法研究科技金融投入对高技术产业创新绩效的组态效应,发现科技金融投入是提升高技术产业创新绩效的重要路径^[17]。然而,也有学者研究发现,科技金融对科技创新的影响并不显著或不理想。张玉喜等基于省级面板数据研究发现,科技金融投入虽然能够在短时间内对科技创新产生一定刺激作用,但长期效应并不明显^[18]。苑泽明等基于科技金融政策投入视角,对天津地区科技型中小企业创新效率进行评价研究,结果表明企业尚未实现资源优化配置,整体创新效率水平低下^[19]。郑磊等通过构建面板门槛模型研究发现,只有经济发展水平达到门槛界限以上,科技金融对创新的积极效应才得以充分体现^[20]。侯世英等对创新的阶段进行分类,发现科技金融在创新的研发产出阶段表现出一定的抑制作用^[21]。丁勇等将科技金融投入按主体进行划分,发现不同类型的科技金融投入对科技创新发展具有异质性,企业自主投入和金融机构投入对高技术产业科技创新的促进作用存在提升空间^[22]。

上述研究多角度考察了科技金融的创新效应,其所得结论不尽相同,原因包括诸多方面,如样本选择、研究时段不同及实证分析方法差异等。科技金融发展具有很强的政策驱动特征,因而某一体制机制的创新可能会在科技金融中扮演重要角色,因此,理应注重对于科技金融政策实施效果的考察。

(二)研究假说

理论分析可知,促进科技和金融结合的试点政策至少会通过以下三个方面提升试点地区创新水平。首先,在国家提出创新驱动发展战略、建设创新型国家的背景下,试点地区更有动力转变政府职能,通过加大财政科技投入、出台鼓励政策等方式引导各参与主体选择适当的行为模式,进一步促进地区创新水平提升,体现了国家与地方政府的战略引导力。其次,科技创新需要金融资本的支持^[23]。试点地区全方位、多渠道信贷支持政策能够整合地方信贷资源,提高资源配置效率,缓解科技型中小企业融资约束,提升地区创新水平。最后,促进科技和金融结合试点政策的实施,还能在一定程度上提高企业自身研发投资和创新的积极性,进而提升地区创新水平。例如,科技保险为科创企业提供了全方位的风险保障和专业服务,是全面推进科技与金融结合的重要举措。特别是专利险和资金险的优化完善,能够有效降低企业在研发投资、成果转化等环节出现风险的可能性,使其将更多的注意力集中于创新,从而进一步提高企业科研水平和创新能力。即试点地区通过享受试点政策的有利条件,能够有效提升其创新水平。基于此,本文提出如下假设:

假设 1:科技金融结合的试点政策能够有效带动试点地区创新水平提升。

假设 2:科技金融结合的试点政策能够通过加强政府战略引导、促进信贷资源集聚,以及激励企业研发投入投资,间接促进试点地区创新水平提升。

与此同时,创新的有效扩散对不同经济环境和制度条件下的行为主体发展起着重要作用。试点地区创新水平的提升,会通过激发周边试点地区进行合作创新、竞争以及模仿这三种方式,对邻近地区产生空间溢出效应。首先,试点政策通过促进试点地区的局部空间集聚,有利于加快产业集群发展,并通过信息交互使得企业之间增强交往与合作,开展联合创新,从而实现试点地区创新水平的共同提升。其次,在实践层面,由于地方领导干部不免面临“锦标赛式”的竞争发展压力,政府间容易在政策实行中“相互看齐”^[24]。因此,在一定条件下(如试点地区政府均服从理性假设),试点地区政府会进一步提高试点工作的主动性、积极性,实现更好发展。第三,试点地区大多数为直辖市、省会城市或副省级城市,其在金融发展、科技创新等方面具有高度相似性,因而,直接的政策模仿能够有效控制政策制定成本,降低政策执行风险,实现试点地区创新水平的共同提升。

对于周边非试点地区来说,其在物质资源占有、技术创新能力等方面均与试点地区有较大差距,一味地政策模仿往往会适得其反,不利于创新主体的持续高效发展。由此,试点地区的创新带动效应发挥将主要依靠非试点地区自身的“学习能力”,且这种学习为“理性借鉴”而非简单机械的政策照搬和模仿^[25]。具体来说,促进科技和金融结合的试点设立后,非试点地区将结合自身科技发展水平、金融资源聚集程度和发展趋势等实际情况积极推进政策学习,逐步开展创新实践,以实现自身创新能力的有效提升。需要注意的是,促进科技和金融结合的试点地区是通过择优遴选产生,加之通过制定优惠政策等在试点地区内部形成政策洼地,容易吸引周边非试点地区创新要素向试点地区集聚,从而产生虹吸效应,可能会在一定程度上对其他地区产生抑制作用。基于此,本文提出如下假设:

假设 3:科技金融试点地区能够提升周边试点地区的创新水平。

假设 4:一方面,非试点地区能够通过政策学习提升自身创新水平;另一方面,试点政策实施可能会对非试点地区的创新要素产生虹吸效应。因此,促进科技和金融结合的试点行为对周边非试点地区创新的带动效应可能会被抵消,并没有显著促进非试点地区创新水平提升。

综上,试点地区能够以政策干预为作用渠道,促进自身创新水平提升;也可以空间关联为作用渠道,影响周边试点和非试点地区创新。两种作用结合,共同构成了促进科技和金融结合试点政策的最终效果,其形成机制如图 1 所示。

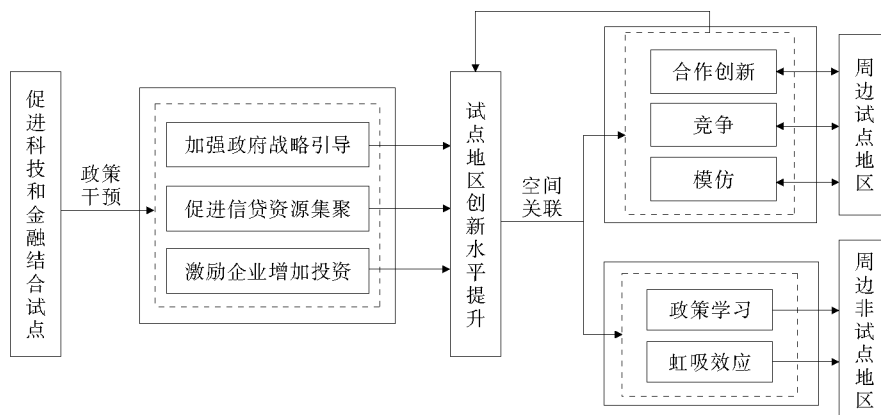


图1 科技金融试点政策影响区域创新的作用机制图

三、研究设计

(一)模型设定

首先,为了探究科技金融试点政策对区域创新水平的影响,本文将试点政策实施视为一次准自然实验,将2011年及2016年实施科技与金融结合试点政策的城市作为实验组,未实施试点政策的城市作为控制组,通过构建多时点双重差分模型进行估计。如下式所示:

$$inno_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + v_{year} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示城市和时间,下同;*inno*是被解释变量,用来衡量城市*i*在时间*t*的创新水平;*did*是双重差分估计量,也是本文的核心解释变量;*X_j*为其他控制变量; μ_{city} 和 v_{year} 分别为城市和年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。为解决潜在的序列相关和异方差问题,本文的报告结果均采用以城市聚类的稳健标准误。

其次,借鉴Baron and Kenny的方法,^[26]进一步构建式(2)至式(4)所示中介效应模型:

$$inno_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + v_{year} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + v_{year} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

$$inno_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 did_{it} + \varphi_2 M_{it} + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + v_{year} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

其中,*M*为中介变量,包括政府战略引导(*expen*)、信贷资源集聚(*tds*)和企业研发投资(*inv*);试点政策的总效应为 α_1 ,直接效应为 φ_1 ,变量*M*的中介效应为 $\beta_1 \varphi_2$ 。在 α_1 显著为正,即试点政策能够有效提升试点地区创新水平的前提下,对式(3)和式(4)进行估计。若两式中, β_1 和 φ_2 均显著为正,则说明试点政策会通过影响上述中介变量进而影响地区创新。如果此时 φ_1 依旧显著为正且系数有所减小,则说明*M*为部分中介变量;若 φ_1 不显著,则*M*为完全中介变量。若两式中, β_1 和 φ_2 不同时显著,则*M*不是中介变量。

最后,为了检验试点政策实施对周边地区创新的影响,借鉴Chagas等的研究,^[27]构建了如式(5)所示的空间双重差分模型:

$$inno_{it} = \varphi + \theta_t + (\rho_1 + \rho_2 \mathbf{W}) D_t + \rho_3 \mathbf{X}_t + \rho_4 \mathbf{WY}_t + \rho_5 \mathbf{WX}_t + u_t, \quad (5)$$

其中: φ 为城市个体固定效应; θ_t 为年份固定效应; $\mathbf{W}$ 是二进制空间权重矩阵,并作行随机标准化处理;*D_t*对应前文的核心解释变量*did*; $\mathbf{X}$ 为控制变量矩阵; $\mathbf{Y}$ 为解释变量*inno*的向量矩阵; u_t 为误差项。 ρ_1 和 ρ_2 是待估的参数,其中, ρ_1 对应于式(1)中的 α_1 ,其回归结果反映了试点政策对试点地区创新的影响效果; ρ_2 表示试点政策对周边地区的间接效应,包括对周边试点地区和非试点地区的平均效应。可以将 $\mathbf{W}$ 矩阵进行分解,以区分试点政策对周边试点地区和非试点地区各自的影响。

$$\begin{aligned} W &= W_{T,T} + W_{T,NT} + W_{NT,T} + W_{NT,NT} \\ W_{T,T} &= \text{diag}(D_t) \times W \times \text{diag}(D_t) \\ W_{T,NT} &= \text{diag}(D_t) \times W \times \text{diag}(I_n - D_t) \\ W_{NT,T} &= \text{diag}(I_n - D_t) \times W \times \text{diag}(D_t) \\ W_{NT,NT} &= \text{diag}(I_n - D_t) \times W \times \text{diag}(I_n - D_t) \end{aligned} \quad , \tag{6}$$

其中: $\text{diag}(D_t)$ 表示主对角线上是 D_t 其余全为 0 的矩阵; I_n 为单位矩阵; $W_{i,j}$ 代表 j 地区对 i 地区的间接效应, $i, j = T$ (试点地区) 或 NT (非试点地区)。

根据方程(6), 可以得出 $W_{T,NT} = 0, W_{NT,NT} = 0$, 则式(5)可以改写为:

$$\text{inno}_t = \varphi + \theta_t + [\rho_1 + (\rho_2 W_{T,T} + \rho_3 W_{NT,T})] D_t + \rho_4 X_t + \rho_5 WY_t + \rho_6 WX_t + u_t \tag{7}$$

(二)变量与数据

1. 被解释变量: 人均发明专利授权量, 用来衡量各城市的核心创新力及创新水平。为消除不同城市人口规模差异所带来的估计误差, 本文进行人均化处理。数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。

2. 核心解释变量: 促进科技和金融结合交互项 did_{it} ($did_{it} = treat_i \times post_t$)。其中, $treat_i$ 为试点政策虚拟变量, 如果样本城市入选试点地区, 则 $treat_i = 1$, 反之为 0; $post_t$ 为政策期虚拟变量, 试点当年及以后年份赋值为 1, 之前年份赋值为 0。根据双重差分原理, did 的系数就是科技金融结合试点政策对城市创新水平的净影响。

3. 其他控制变量: 结合现有研究, 本文具体选取以下变量为控制变量。地区开放水平(fdi), 用地区年度外商直接投资额占当年地区生产总值的比重表示^[28]; 地区金融发展水平($finance$), 金融资本对科技创新至关重要, 较高的金融发展水平为科技创新活动提供强有力的资金支持及高质量服务, 以年末金融机构存贷款余额占地区生产总值比重表示; 人力资本水平(hum), 人力资本是科技创新活动的重要组成部分, 它不仅直接影响到科技创新的质量, 还能从某种意义上体现出区域科技创新的水平, 用高等学校在校生人数占城市总人口的比重表示^[29,30]; 人口规模程度(pop), 采用各城市年末户籍人口对数值表示, 人口规模可以从某种程度上反映出一个城市的市场规模, 人口越多创新的回报就越高; 产业结构水平(ind), 用第三产业产值占地区生产总值比重表示, 产业结构的调整优化对中国经济发展至关重要, 同时也对科技创新有着重要影响。

在时间选取上, 2006 年《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020 年)》颁布, 科技金融工作开始全面铺开, 因此, 本文以 2006 年为考察时间起点。2011 年和 2016 年科技部会同当时“一行三会”分别推出了两期科技和金融结合试点地区, 共计有 49 个城市进行了试点。2020 年之后试点地区的经验和做法在全国推广。由于本文主要研究试点政策推行过程中的异质性溢出效应, 因此时间跨度为 2006—2019 年, 最终得到 284 个城市层面的平衡面板数据。有关变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果(N=3 976)

变量类别	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>inno</i>	0.101 3	0.327 3	0.000 0	4.813 2
解释变量	<i>did</i>	0.100 9	0.301 2	0.000 0	1.000 0
控制变量	<i>fdi</i>	0.018 2	0.019 3	0.000 0	0.198 8
	<i>finance</i>	2.203 5	1.057 7	0.560 0	9.202 5
	<i>hum</i>	0.017 0	0.022 7	0.000 0	0.131 1
	<i>pop</i>	5.874 3	0.693 3	2.868 5	8.136 2
	<i>ind</i>	0.880 5	0.085 1	0.501 1	0.999 7

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 为科技金融试点政策影响区域创新的基准回归结果。如表 2 所示,列(1)未加控制变量,列(2)至列(6)依次加入五个控制变量,结果显示 *did* 的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,说明科技金融结合试点政策实施对区域创新具有显著的促进作用,假设 1 得以证实。

表 2 科技金融试点政策影响区域创新的基准回归结果(N=3 976)

变量	列(1)	列(2)	列(3)	列(4)	列(5)	列(6)
<i>did</i>	0.349 8*** (0.013 4)	0.337 3*** (0.013 6)	0.337 8*** (0.013 6)	0.337 9*** (0.013 5)	0.275 0*** (0.013 0)	0.275 1*** (0.013 0)
<i>fdi</i>		-1.272 6*** (0.220 4)	-1.225 6*** (0.221 5)	-1.180 6*** (0.222 0)	-1.029 9*** (0.208 6)	-0.980 9*** (0.208 4)
<i>finance</i>			0.014 4** (0.007 1)	0.012 5* (0.007 2)	0.026 6*** (0.006 8)	0.032 4*** (0.006 9)
<i>hum</i>				1.482 2*** (0.561 1)	2.881 6*** (0.536 7)	2.941 1*** (0.535 6)
<i>pop</i>					0.704 6*** (0.047 5)	0.696 8*** (0.0474)
<i>ind</i>						-0.002 4*** (0.000 6)
<i>Constant</i>	0.014 3 (0.009 2)	0.042 5*** (0.010 3)	0.015 0 (0.017 1)	-0.001 3 (0.018 1)	-4.164 0*** (0.278 9)	-4.045 1*** (0.279 7)
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.781 7	0.782 2	0.782 2	0.794 0	0.800 7	0.801 0

注:***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的水平下显著,括号中为城市层面聚类的稳健标准误,下同。

(二) 平行趋势与动态效应检验

双重差分法的使用前提为政策实施前处理组和对照组有共同趋势。借鉴 Li 等的研究方法,^[31]对科技金融结合试点设立的动态效应进行检验。具体模型如下所示:

$$inno_{it} = \alpha_0 + \prod_{k \geq -8}^8 \beta_k D_{it}^k + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + \nu_{year} + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

上式中, D_{it}^k 表示科技金融结合试点设立虚拟变量。假定城市 i 为科技金融结合试点城市,其试点设立年份为 y_i ,由于试点设立前的时期较长,因此本文将试点设立前第 8 年及以上作为基准组,令 $k = t - y_i$,当 $k \leq -8$ 时, $D_{it}^k = 1$,否则为 0;以此类推,当 $k = -7, -6, \dots, 7, 8$ 时, $D_{it}^k = 1$ 。

图 2 展示了科技金融结合试点的动态影响。如图 2 所示,政策实施前试点和非试点城市创新水平不存在显著差异,满足平行趋势假设条件。图 2 同时汇报了系数 $\{\beta_{-8}, \beta_{-7}, \beta_{-6}, \dots, \beta_6, \beta_7, \beta_8\}$ 的大小及所对应的 90% 置信区间。从中可以看出,自试点设立直至其后的第 8 年,系数均显著,且其对所在城市创新水平的提升效果大致经历了一个逐渐上升而后趋于稳定的过程。科技金融结合试点政策创新效应的上扬和持续状态,表明随着试点政策的推行,政策配套措施逐渐完善,各地试点经验逐渐成熟,使得科技创新成果不断涌现。

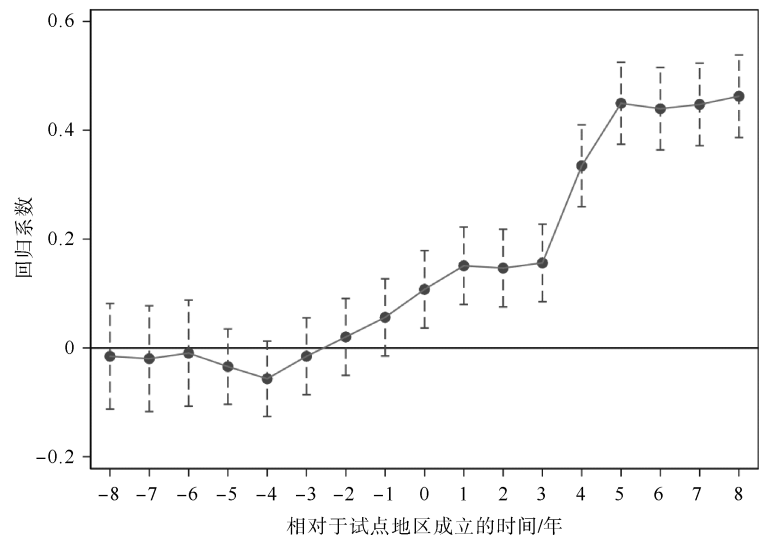


图2 科技金融结合试点的动态影响

(三)稳健性检验

为了提高回归结果的可靠性和稳定性,本文从 PSM-DID、控制其他相似政策影响、替换被解释变量、控制变量滞后及控制其他潜在遗漏变量等五个方面,对可能影响基准回归结果的因素进行稳健性检验。

1. PSM-DID 检验。促进科技和金融结合试点的选择可能并非是一个随机过程,直接运用双重差分模型会存在选择性偏差问题。因此,本文进一步引入倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)来加以克服。本文分别采用近邻匹配、半径匹配以及核匹配的方法给科技金融结合试点城市匹配对照组,在此基础上,对式(1)进行回归,结果如表 3 所示。

表(3)中,回归(1)、(2)、(3)分别为近邻匹配、半径匹配及核匹配,近邻匹配本文采取 0.002 卡尺内 3

表 3 基于 PSM-DID 的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	近邻匹配	半径匹配	核匹配
<i>did</i>	0.211 3*** (0.012 8)	0.233 0*** (0.012 9)	0.267 3*** (0.013 1)
<i>Constant</i>	-3.343 1*** (0.258 7)	-3.879 0*** (0.262 3)	-3.953 2*** (0.288 5)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
<i>R</i> ²	0.677 3	0.678 7	0.700 8
<i>N</i>	3 432	3 769	3 914

近邻匹配的有放回抽样方法,半径匹配选择 0.005 卡尺。原则上来讲,无论选取何种匹配方式,回归估计结果应不会差距太大。从表 3 可以看出,三种匹配结果均与基准回归结果表 1 基本一致。因此,基于 PSM-DID 的回归结果进一步支撑了基准回归结果,本文估计的科技金融试点政策实施对城市创新显著正向影响是稳健的。

2. 控制其他相似政策影响。一般而言,围绕某一经济目标,同时期常有多多个经济政策交叉或并行出现。这就导致,当核心解释变量 *did*=1 时,可能无法通过其回归系数单纯地反映科技金融结合试点政策的影响力。为此,本文考虑了同期推行的两大区位政策。一是,国家创新型城市试点。我国在 2008 年批准深圳成为首个创新型试点城市,2009 年又确定大连、青岛、厦门等 14 个城市为国家创新型试点城市。截止 2019 年,共有 78 个城市确定为国家创新型试点城市。本文在式(1)的基础上加入城市是否属于国

家创新型城市试点(*did1*)这一虚拟变量。二是,国家自主创新示范区。2009年以来,我国陆续批准了21个国家自主创新示范区,涉及57个城市,引入虚拟变量*did2*加以区分。具体模型为

$$inno_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 did1_{it} + \alpha_3 did2_{it} + \sum \gamma_j X_{jit} + \mu_{city} + v_{year} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

表4列(1)给出了式(9)的回归结果。虽然*did*的系数同表2相比有所下降,但仍在1%的水平下显著为正,再次表明前述结果是有效的。

3. 替换被解释变量。专利授权量包括发明专利、实用新型专利以及外观设计专利三种形式。后两者虽然技术要求没有发明专利高,但通常是企业申请最多的专利形式,具有一定的创新代表性。故选用人均实用新型专利授权量及人均外观设计专利授权量作为替代指标进行回归,结果如表4第(2)、(3)列所示,结果依然显著。

4. 控制变量滞后。为排除变量间可能存在的反向因果问题,本文将所有控制变量滞后一期进行回归,结果如表4列(4)所示,通过了稳健性检验。

5. 控制其他潜在遗漏变量。前文回归中,本文虽然已经对城市特征、个体固定效应及时间固定效应进行控制,但依旧可能存在一些无法观测的遗漏变量,导致估计结果产生偏误。对此,表4列(5)给出了加入省份固定效应、时间固定效应及省份与时间交互固定效应的估计结果,*did*的估计系数依旧显著,再次证明本文结论的可靠和稳健性。

表4 其余稳健性检验结果

变量	列(1)	列(2)	列(3)	列(4)	列(5)
	控制其他相似政策	改变被解释变量 (实用新型)	改变被解释变量 (外观设计)	控制变量滞后	控制其他潜在 遗漏变量
<i>did</i>	0.165 5*** (0.013 0)	0.804 5*** (0.047 8)	0.314 1*** (0.033 8)	0.263 8*** (0.013 3)	0.248 6*** (0.014 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	NO	NO	NO	NO	YES
省份×时间固定效应	NO	NO	NO	NO	YES
<i>Constant</i>	-3.141 8*** (0.259 6)	-15.186 5*** (1.027 3)	-4.845 9*** (0.727 7)	-3.585 4*** (0.291 2)	-4.330 6*** (0.278 4)
<i>R</i> ²	0.778 3	0.631 9	0.566 2	0.677 4	0.862 5
<i>N</i>	3 976	3 976	3 976	3 692	3 976

(四)传导机制分析

科技金融结合试点政策对地区创新的促进作用是否通过加强政府战略引导、促进信贷资源集聚以及激励企业研发投资进行传导,需要采用中介效应模型进行逐一检验。本文选取政府财政支出中科技支出所占比重(*expen*)来反映政府战略引导情况,因为试点地区政府通常都加大对科技型产业的财政支出力度,以进一步增强对科技创新活动的引导、补贴和资助。对于信贷资源集聚的测算,借鉴潘海峰等的研究,^[32]用金融发展效率指标(*tds*),即城市信贷总额与储蓄总额的比值进行衡量。对于企业研发投资的测算,由于城市层面的企业科技支出占比数据难以获得,故借鉴李政和杨思莹的做法,^[33]用该城市全社会固定资产投资与城市总面积的比值(*inv*)表示。

在对式(2)至式(4)进行估计时,首先运用Sobel法对系数乘积进行检验,但Sobel法检验系数乘积的

统计量推导需要假设乘积服从正态分布,^[34]这一点很难保证,因而 Sobel 检验存在一定的局限性^[35,36]。而 Bootstrap 法具有较高的统计效力,^[37]因此,本文在 Sobel 检验的基础上同时使用 Bootstrap 法检验系数乘积的显著性,以提高检验结果的可信性。具体回归结果如表 5 所示。

表 5 中介效应检验(N=3 976)

变量	政府战略引导			信贷资源聚集		企业研发投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>inmo</i>	<i>expen</i>	<i>inmo</i>	<i>tds</i>	<i>inmo</i>	<i>inv</i>	<i>inmo</i>
<i>did</i>	0.216*** (0.033)	0.005*** (0.001)	0.168*** (0.033)	0.145*** (0.047)	0.206*** (0.062)	0.115*** (0.006)	0.112*** (0.036)
<i>expen</i>			8.850*** (0.872)				
<i>tds</i>					0.071*** (0.026)		
<i>inv</i>							0.905*** (0.118)
<i>Constant</i>	-4.525*** (1.385)	-0.104*** (0.031)	-3.609*** (1.361)	-4.408** (1.766)	-5.502*** (0.206)	-1.074*** (0.231)	-3.553*** (1.376)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Sobeltest</i>		0.048*** (<i>z</i> =5.90, <i>p</i> =0.000)		0.010** (<i>z</i> =2.03, <i>p</i> =0.042)		0.104*** (<i>z</i> =7.21, <i>p</i> =0.000)	
<i>Bootstrap</i> (间接效应)		0.048** (<i>z</i> =2.38, <i>p</i> =0.017)		0.010** (<i>z</i> =1.91, <i>p</i> =0.048)		0.104*** (<i>z</i> =5.12, <i>p</i> =0.000)	
<i>Bootstrap</i> (直接效应)		0.168*** (<i>z</i> =7.42, <i>p</i> =0.000)		0.206*** (<i>z</i> =2.84, <i>p</i> =0.005)		0.112** (<i>z</i> =2.40, <i>p</i> =0.016)	
中介效应占比(%)		22.09		4.73		47.98	
<i>R</i> ²	0.775	0.752	0.776	0.601	0.716	0.712	0.776

由表 5 可知回归(2)显示 *did* 的估计系数在 1%的水平下显著为正,表明科技金融结合试点政策能够提高地方政府财政科技支出水平,强化地方政府在科创活动中的引导作用;回归(3)中 *expen* 的估计系数同样在 1%的水平下显著为正,表明政府战略引导能够有效促进区域创新。其中介效应为 0.048,占总效应的 22.09%。Sobel 检验和 Bootstrap 检验均显著,证实了政府战略引导中介效应的存在。

其中,回归(4)系数显著表明科技金融结合试点政策能够使更多的信贷资源向科创企业倾斜;回归(5)中 *tds* 的估计系数同样在 1%的水平下显著为正,中介效应为 0.010,占总效应的 4.73%,Sobel 检验和 Bootstrap 检验均显著,证实了信贷资源集聚中介效应的存在。

回归(6)显示 *did* 的估计系数在 1%的水平下显著为正,说明科技金融结合试点政策能够激发科创企业自身的研发和创新动力,扩大企业研发投资;在回归(7)中,*inv* 的估计系数同样在 1%的水平下显著,中介效应为 0.104,占总效应的 47.98%。Sobel 检验和 Bootstrap 检验均显著,证实了企业研发投资中介效应的存在。

此外,进一步观察回归(3)、(5)、(7)中 *did* 的估计系数,可以发现其均在 1%水平下显著为正,且相

比于回归(1)有所减小,说明上述三种中介变量均为部分中介变量,试点政策还会直接或通过其它方式提升城市创新水平。

综合上述分析可知,试点政策会通过加强政府战略引导、促进信贷资源集聚、激励企业研发投入来促进城市创新水平提升,假设 2 得到证实。信贷资源集聚中介效应占比仅有 4.73%,说明试点政策通过促进信贷资源集聚来提升城市创新水平尚未达到较好效果。信贷资源集聚对城市创新的回归系数仅为 0.071,表明信贷资源的增加尚未对城市创新产生较强的推动作用,这也与中国科技投入大幅增长,而科技成果整体水平不高、科技产出效率低下的实际情况相吻合。其可能的原因为:一方面,重要科技产业对外技术依存度仍然较高,很多关键核心技术受制于人,自主创新能力较差;另一方面,科技和金融相结合的体制机制不完善,资金进入科创领域后未能形成市场化运作,进而导致资金推动科技创新的效率低下。

五、进一步分析:空间溢出效应

(一)空间模型适用性检验

前文对促进科技和金融结合试点政策干预效果进行了全面评估,现进一步以空间关联为视角,通过构建空间双重差分模型来检验试点政策对周边邻近地区的影响,探究促进科技和金融结合试点政策创新的空间溢出情况。表 6 为空间计量模型适用性检验结果。

表 6 空间计量模型适用性检验

类型	统计量值	P 值
<i>Wald-spatial-lag</i>	116.70	0.000 0
<i>Wald-spatial-error</i>	177.01	0.000 0
<i>LR-spatial-lag</i>	116.84	0.000 0
<i>LR-spatial-error</i>	178.94	0.000 0
<i>Hausman</i>	28.74	0.037 0

由表 6 可知,Wald 检验、LR 检验和 Hausman 检验结果均支持空间杜宾模型(SDM)的适用性,故本文最终确定选用固定效应空间杜宾模型来估计科技金融结合试点政策的空间溢出效应。

(二)试点政策空间溢出效应分析

表 7 给出了空间双重差分模型的基础回归结果。可以看出:第一,空间自回归系数均在 1%的水平下显著为正,且都大于 0.35,说明本城市创新水平的提升会带动邻近城市创新水平提高至少 35%以上,体现了“以邻为睦”的现象。第二,无论是传统双重差分模型还是空间双重差分模型,核心解释变量 D 均显著为正,再次证明了上文传统差分模型回归结果的可靠性和稳健性。第三, $W \times D$ 的回归系数显著为正说明试点政策不仅提高了本地区创新水平,而且也带动了周边地区创新水平的提升。其他控制变量的系数和显著性与上文传统差分模型的基准回归结果基本一致。

(三)试点政策异质性溢出效应分析

表 7 中 $W \times D$ 的回归系数仅反映了科技金融结合试点政策对周边城市创新的平均溢出效应,而试点政策不仅对周边试点城市创新产生影响,也对周边非试点城市创新产生影响,因此需要进一步分解讨论。为进一步探讨科技金融结合试点政策的空间溢出效应,本文分别用 SDM-DID、SAR-DID、SEM-DID 模型将试点政策的空间溢出效应分解为试点城市对周边试点城市的组内溢出效应($W_{ij}^{T,T}D$),及试点城市对周边非试点城市的组间溢出效应($W_{ij}^{NT,T}D$)。表 8 给出了科技金融结合试点政策空间溢出效应的分解结果,说明试点政策实施对周边其他试点城市产生了显著的溢出效应,促进了周边其他试点城市创新水平提升。科技金融结合试点城市间能更快响应政策号召,通过合作创新、模仿等途径,实现试点城市间创新水平共同提升。 $W_{ij}^{NT,T}D$ 的回归系数均为正,但不显著,说明试点政策实施并没有对周边非试点城市创新产生显著的空间传导效应,试点城市“中心扩散效应”没有得到良好的发挥,“以点带面”促进城市间整体创新水平提升有待加强。

表 7 空间双重差分估计结果(N=3 976)

类型	变量	DID	SDM-DID	SAR-DID	SEM-DID
		(1)	(2)	(3)	(4)
直接效应	D	0.275 1*** (0.013 0)	0.276 7*** (0.013)	0.244 1*** (0.011 7)	0.271 1*** (0.012 7)
	fdi	−0.980 9*** (0.208 4)	−0.089 7 (0.205 0)	−0.531 9*** (0.188 4)	−0.421 2** (0.207 0)
	$finance$	0.032 4*** (0.006 9)	0.023 0*** (0.007 2)	0.028 2*** (0.006 2)	0.026 8*** (0.007 1)
	hum	2.941 1*** (0.535 6)	2.385 0*** (0.480 9)	2.686 7*** (0.479 0)	2.356 9*** (0.485 5)
	pop	0.696 8*** (0.047 4)	0.432 0*** (0.046 8)	0.550 4*** (0.042 8)	0.554 0*** (0.046 6)
	ind	−0.002 4*** (0.000 6)	−0.001 3** (0.000 5)	−0.002 0*** (0.000 5)	−0.001 9*** (0.000 5)
溢出效应	$W \times D$		0.057 3*** (0.015 3)	0.066 1*** (0.015 4)	0.043 7*** (0.015 4)
	$W \times fdi$		−1.943 4*** (0.349 0)		
	$W \times finance$		0.015 0 (0.010 8)		
	$W \times hum$		3.682 3*** (1.043 9)		
	$W \times pop$		0.349 0*** (0.090 4)		
	$W \times ind$		−0.001 4 (0.000 8)		
	ρ		0.370 3*** (0.020 2)	0.407 5*** (0.018 2)	
	λ				0.412 3*** (0.020 7)
	$Log-Like$		2 490.219 6	2 426.829 8	2 376.899 6
	个体固定效应	YES	YES	YES	YES
	时间固定效应	YES	YES	YES	YES
	R^2	0.801 0	0.368 5	0.3558	0.339 7

表 8 空间溢出效应分解(N=3 976)

变量	SDM-DID	SAR-DID	SEM-DID
D	0.243 1*** (0.016 8)	0.219 2*** (0.016 6)	0.235 0*** (0.016 7)
$W_{ij}^{T,T}D$	0.122 7*** (0.026 0)	0.110 8*** (0.026 2)	0.114 9*** (0.026 3)
$W_{ij}^{NT,T}D$	0.025 8 (0.018 4)	0.045 8 (0.028 1)	0.011 1 (0.018 2)
$Control$	YES	YES	YES
$W \times Control$	YES		
ρ	0.370 4*** (0.020 3)	0.4050*** (0.018 2)	
λ			0.411 9*** (0.020 7)
$Log-Like$	2 495.043 6	2 429.043 9	2 382.454 4
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
R^2	0.370 1	0.356 4	0.341 7

六、结论与政策启示

(一)研究结论

选取我国2006—2019年284个城市面板数据,研究了科技金融结合试点政策对城市创新水平的影响,得出如下结论。

第一,科技金融结合试点政策显著促进了城市创新水平提升,且在考虑双重差分识别假定检验和其他诸多可能对实证结果产生影响的扰动因素后结论依然成立。动态效应检验结果显示,政策效果具有长期性和稳定性,其传导机制在于加强政府战略引导、促进信贷资源集聚和激励企业研发投资。

第二,城市创新水平存在显著的空间相关性,科技金融试点政策总体上对周边城市创新存在显著的空间溢出效应,不仅提高了本地区创新水平,而且也促进了周边城市创新水平的提升;将溢出效应进一步分解发现,试点政策显著促进了周边其他试点地区创新水平提升,而对周边非试点地区创新的带动效应可能存在抵消,并没有显著促进非试点地区创新水平提升,试点城市“中心扩散效应”没有得到良好的发挥,“以点带面”作用有待加强。

(二)政策建议

目前中国科技金融正处于快速发展阶段,仍存有不少问题亟待解决,基于国内目前科技金融发展大环境,结合本文研究结论,提出以下建议。

1. 进一步厘清科技金融提升地区创新水平的作用机制。一方面,科技金融发展过程中不应就政府还是市场的作用效应发挥产生狭隘争论,既要发挥地方政府对创新活动的战略引导作用,使财政科技资源向科技领域倾斜,又要撬动市场金融资本,提高金融资本促进科技创新的有效性。要发挥政府和市场合力,构建多元化、多层次、多渠道的科技投融资体系。另一方面,促进科技和金融结合试点实施应以分类有序、因地制宜为原则,避免“一刀切”而导致政策效果不明显。对于试点城市,应总结政策实施的经验与不足。对于政策效果良好的试点城市,充分发挥其政策优势与资源优势,加大财政科技投入,将金融资源适当向高新技术产业倾斜,以金融赋能科技,着力打造专业化、精准化科技金融服务网络。同时,加快构建科学、合理、高效的监测与评价机制,将试点效果不佳的城市摘牌退出,避免政策资源的低效率利用。对于非试点城市,政府应借鉴试点城市发展思路积极加以引导,通过给予财政补贴、加大信贷支持力度等方式,鼓励企业积极创新研发,充分发挥科技金融的正向效应。借助试点城市的空间溢出效应,促使各类要素资源在试点城市和非试点城市间流动,带动非试点城市提升创新水平,缩小与试点城市之间的创新差距。

2. 总结促进科技和金融结合试点的经验,增强试点城市创新的空间带动作用。为进一步发挥试点政策的正向外部性,尤其是对周边非试点地区的影响,应加强试点地区和周边非试点地区的交流互动,通过竞争、学习、产学研合作等机制,为区域间高质量的信息交互、知识交流和合作创新营造良好氛围,更好发挥对周边非试点地区的辐射带动效果。此外,还要努力破除区域联动发展的体制机制障碍,加快完善“地方试点—中央总结—地方推广”的试点制度,对前两批试点的政策反馈进行总结,尽快形成一般规律和多样化经验,为促进科技和金融结合试点在全国范围推广提供样本。

参考文献:

- [1] 马凌云,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[J].中国软科学,2019(12):30-42.
- [2] 郑石明,伍以加,邹克.科技和金融结合试点政策有效吗?——基于双重差分法的研究[J].中国软科学,2020(1):49-58.
- [3] 周少甫,叶宁,詹闻喆.科技和金融结合试点政策对地区创新的影响研究——基于金融科技的视角[J].经济学家,2023

- (8):95-106.
- [4] SCHUMPETER J A. The theory of economic development[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1912.
- [5] KING R G, LEVINE R. Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence[J]. Journal of monetary economics, 1993 (3): 513-542.
- [6] PEREZ C. Technological revolutions and financial capital: The dynamics of bubbles and golden ages[M]. Cheltenham, UK and Northampton, MA: Edward Elgar Publishing Ltd, 2002: 11-16.
- [7] HALL B H. The financing of research and development[J]. Oxford review of economic policy, 2002(1): 35-51.
- [8] LIAO T S, RICE J. Innovation investments, market engagement and financial performance: A study among Australian manufacturing SMEs[J]. Research policy, 2010(1): 117-125.
- [9] AMORE M D, SCHNEIDER C, ZALDOKAS A. Credit supply and corporate innovations[J]. Journal of financial economics, 2013(3): 835-855.
- [10] CORNAGGIA J, MAO Y F, TIAN X, et al. Does banking competition affect innovation?[J]. Journal of financial economics, 2015(1): 189-209.
- [11] 赵昌文, 陈春发, 唐英凯. 科技金融[M]. 北京: 科学出版社, 2009: 26.
- [12] 王宏起, 徐玉莲. 科技创新与科技金融协同度模型及其应用研究[J]. 中国软科学, 2012(6): 129-138.
- [13] 李俊霞, 张哲, 温小霓. 科技金融支持高新技术产业发展的实证研究——基于系统动力学方法[J]. 中国管理科学, 2016, 24(S1): 751-757.
- [14] 潘娟, 张玉喜. 政府、企业、金融机构科技金融投入的创新绩效[J]. 科学学研究, 2018, 36(5): 831-838+846.
- [15] 张玉喜, 刘栗云. 共生视角下科技金融生态系统对科技创新的影响[J]. 系统工程, 2021, 39(3): 25-36.
- [16] 史安娜, 夏文灏. 长江经济带科技金融对高技术产业发展的影响研究——基于产业生命周期视角[J]. 科技管理研究, 2022, 42(5): 85-92.
- [17] 顾幼瑾, 王志璞, 郭彤梅, 等. 科技金融投入对高技术产业创新绩效的组态效应——基于模糊集定性比较分析(fsQCA)[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(2): 60-68.
- [18] 张玉喜, 赵丽丽. 中国科技金融投入对科技创新的作用效果——基于静态和动态面板数据模型的实证研究[J]. 科学学研究, 2015, 33(2): 177-184+214.
- [19] 苑泽明, 李田, 王红. 科技型中小企业创新效率评价研究——基于科技金融政策投入视角[J]. 科技管理研究, 2016, 36(16): 39-44.
- [20] 郑磊, 张伟科. 科技金融对科技创新的非线性影响——一种 U 型关系[J]. 软科学, 2018, 32(7): 16-20.
- [21] 侯世英, 宋良荣. 金融科技、科技金融与区域研发创新[J]. 财经理论与实践, 2020, 41(5): 11-19.
- [22] 丁勇, 王旭, 刘颖. 科技金融对我国高技术产业科技创新的影响[J]. 科技管理研究, 2023, 43(11): 17-23.
- [23] NEFF C. Corporate finance, innovation, and strategic competition[J]. Berlin, Heidelberg: Springer, 2002.
- [24] 王浦劬, 赖先进. 中国公共政策扩散的模式与机制分析[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2013, 50(6): 14-23.
- [25] 周望. 如何“由点到面”? ——“试点—推广”的发生机制与过程模式[J]. 中国行政管理, 2016(10): 111-115.
- [26] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986(6): 1173-1182.
- [27] CHAGAS A L S, AZZONI C R, ALMEIDA A N. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases[J]. Regional science and urban economics, 2016, 59: 24-36.
- [28] GIRMA S, GONG Y D, GÖRG H. What determines innovation activity in Chinese state-owned enterprises? The role of foreign direct investment[J]. World development, 2009(4): 866-873.
- [29] EARL M J. Knowledge management strategies: Toward a taxonomy[J]. Journal of management information systems, 2001 (1): 215-242.
- [30] 钱晓辉, 迟巍, 黎波. 人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(4): 107-121.
- [31] LI P, YI L, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of development economics, 2016, 123: 18-37.

- [32] 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[J]. 中央财经大学学报,2018(11):82-95.
- [33] 李政,杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. 经济学动态,2019(8):70-85.
- [34] SOBEL M E. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models[J]. Sociological methodology, 1982,13:290-312.
- [35] HAYES A F. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. Communication monographs,2009(4):408-420.
- [36] 方杰,张敏强. 中介效应的点估计和区间估计:乘积分布法、非参数 Bootstrap 和 MCMC 法[J]. 心理学报,2012,44(10):1408-1420.
- [37] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.

The Heterogeneity Spillover Effect of Sci-tech Finance Pilot Policies

ZHANG Jiangang, LIU Qiqi, KANG Hong

(College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qingdao, Shandong 266590, China)

Abstract: Sci-tech finance is pivotal mechanism to support the innovation-driven development strategy and regional coordinated development strategy. This paper evaluates the impact of sci-tech finance pilot policies on regional innovation level by using the model of multi-period difference-in-difference(DID), mediation effect model and spatial DID model. The findings reveal three key insights: the pilot policies enhance the innovation level in the regions through strengthening strategic guidance of the government, facilitating credit resource agglomeration in technology-intensive sectors and stimulating corporate R&D investment through fiscal incentive mechanisms. Significant spatial linkages exist between pilot regions and neighboring areas, with the pilot policies demonstrating observable innovation spillover effects. Further decomposition of the spillover effect reveals that, through the mechanisms of cooperation and innovation, competition and imitation, pilot policies have significantly promoted the innovation level in the neighboring pilot regions, whereas the driving effect on the innovation level of the neighboring non-pilot regions may be counteracted, and has failed to significantly contribute to the enhancement of the innovation level in the non-pilot areas.

Key words: pilot policies; sci-tech finance; regional innovation; spatial difference-in-difference; heterogeneity spillover effect

(责任编辑:魏 霄)