

科技金融政策对颠覆性技术创新的影响研究

陈惠中¹, 白冰¹, 赵景峰²

(1. 西安财经大学经济学院, 陕西 西安 710100;

2. 西北大学经济管理学院, 陕西 西安 710127)

摘要: 本文基于 2007—2023 年中国 A 股中小板和创业板上市并且持有有效期内高新技术企业证书的企业数据, 以科技金融试点政策为准自然实验, 系统考察科技金融政策对颠覆性技术创新的赋能效应、作用机制及其结构性逻辑。研究发现: 第一, 科技金融政策显著提升了企业高端与低端颠覆性技术创新水平, 但对渐进式创新的促进作用不显著, 表明政策具有明确的颠覆性技术偏好与风险筛选特征, 其中缓解企业金融摩擦、培育耐心资本、补偿创新正外部性是主要的作用机制; 第二, 将样本扩展至非高企后, 三重差分估计显示高企的政策效应显著强于非高企, 主要归因于政策精准支持与企业吸收能力的双重优势; 第三, 异质性分析显示, 政策效应在非国有企业、低技术更新企业、地方政府支持力度强的地区更为显著, 呈现出明显的所有制、行业与区域制度依赖特征。研究结论揭示出科技金融政策是嵌入特定制度环境与资源错配结构的矫正机制, 而非单一的金融供给工具, 这一发现为深化科技金融体制改革、优化颠覆性创新支持体系提供了重要的理论依据与政策启示。

关键词: 科技金融政策; 颠覆性技术创新测算; 专利文本语义; BERT 深度学习模型; 三重差分模型

中图分类号: F124. 3; F832. 0

文献标识码: A

文章编号: 1005 - 0566 (2026) 08 - 0198 - 14

Research on the impact of sci-tech finance policies on disruptive technological innovation

CHEN Huizhong¹, BAI Bing¹, ZHAO Jingfeng²

(1. School of Economics, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China;

2. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Based on data from Chinese A-share SME Board and GEM listed firms between 2007 and 2023, this paper employs the sci-tech finance pilot policy as a quasi-natural experiment to systematically examine its empowering effects, underlying mechanisms, and structural logic on disruptive technological innovation. The findings are as follows: First, the sci-tech finance policy significantly enhances both high-end and low-end disruptive technological innovation in firms, while its effect on incremental innovation is insignificant. This indicates that the policy exhibits a clear preference for breakthrough technologies and features risk-screening characteristics, with the primary mechanisms being the alleviation of corporate financial frictions, the cultivation of patient capital, and the compensation for positive externalities of innovation. Second, after extending the sample to non-high-tech enterprises, the triple-difference estimates reveal that

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“颠覆性技术创新多主体利益分配及创新激励机制研究”(25BJY030); 陕西省社会科学基金项目“数字普惠金融赋能陕西省县域经济高质量发展研究”(2024D033)。

作者简介: 陈惠中(1989—), 男, 汉族, 陕西韩城人, 博士, 西安财经大学经济学院讲师, 硕士生导师, 研究方向为颠覆性技术创新与金融体制改革。通信作者: 赵景峰。

the policy effect on high-tech enterprises is significantly stronger than on non-high-tech enterprises, primarily attributable to the dual advantages of targeted policy support and firms' absorptive capacity. Third, heterogeneity analysis shows that the policy effect is more pronounced in non-state-owned enterprises, industries with rapid technology iteration cycles, regions with strong local government support, and areas with robust intellectual property protection, reflecting distinct dependencies on ownership structure, industry characteristics, and regional institutional environments. The findings of this study reveal that sci-tech finance policies function as a corrective mechanism embedded within specific institutional environments and resource misallocation structures, rather than as a mere financial supply instrument. This discovery provides a crucial theoretical foundation and policy implications for deepening reforms in the sci-tech finance system and optimizing support frameworks for disruptive innovation.

Key words: Sci-tech finance policy; measurement of disruptive technological innovation; patent text semantics; BERT deep learning model; Triple-difference model

颠覆性技术创新是驱动产业技术变革的重要引擎,通常被称为具有“改变游戏规则”和“重塑未来格局”的革命性力量,既是发达国家保持科技竞争力的关键,也是后发国家实现技术赶超的方式。新一轮的科技创新与产业变革的交汇正在推动国际格局重塑,西方国家持续加强对我国技术封锁更加突显出颠覆性技术创新对推进高水平科技自立自强、实现跨越式发展的重要性和迫切性。在此背景下,习近平总书记于2023年9月作出关键指引,提出要将科技创新作为驱动产业创新的核心引擎,尤其要发挥颠覆性技术与前沿技术的引领作用,以此孕育新产业、开辟新模式、壮大新动能。颠覆性理论相关概念最早由Bower等^[1]提出,将对技术范式、商业模式及竞争态势等产生重大影响并且能够引导消费市场转向的新技术称为颠覆性技术。之后,Christensen^[2]使用“颠覆式创新”取代“颠覆性技术”。颠覆性创新提供了改变竞争规则的机会,它使企业可以绕开现有技术领域的专利壁垒和生态垄断,在新的赛道建立起自身的技术标准和竞争优势,从而实现跨越式发展乃至“换道超车”。

从技术视角层面展开的研究将颠覆性技术创新划分为“高端”与“低端”两类^[3-4]。技术视角强调创新是基于基础知识突破的“由上至下”模式,旨在通过技术轨道转变满足细分市场需求^[5-6]。然而,技术视角下的研发特征决定了其对资金、环境及政策支持的高度依赖^[7]。作为颠覆性技术创

新的重要主体,中小企业在实现技术突破过程中面临着多重结构性制约:首先是融资约束,内源资本不足与信息不对称引发的信贷配给,使其难以支撑高强度的研发投入;其次是正外部性困境,知识溢出与技术壁垒的瓦解侵蚀了创新独占性,易引发同质化竞争与融资约束的恶性循环;最后是风险承受力匮乏,颠覆性创新的长周期与高不确定性极易诱发中小企业资金链断裂,导致其在创新决策上趋于保守。这些困境不仅抑制了中小企业的创新动能,也凸显了科技金融政策干预的必要性。因此,如何通过科技金融政策缓解融资约束、分担创新风险,已成为激活中小企业颠覆性创新动能的核心议题^[8]。

科技金融作为一种依托金融资本驱动高新技术研发的创新型金融模式,其本质在于对金融产品与服务的系统性革新,能够提供面向科技企业及科技创新活动的全方位核心服务,包括投融资支持、支付结算优化、风险精准管控以及信息高效管理等,从而为科技型中小企业的成长注入强劲而可持续的新动能。科技与金融相关理论最早出自Schumpeter^[9]的开拓性研究,通常被认为是科技与金融融合研究的源头。随后,Hicks^[10]研究指出工业革命并非技术创新的直接结果,而是金融革命的结果。Perez^[11]提出金融活跃能对促进技术革命发展起到关键作用,揭示了技术革命与金融资本如何共同引起产业变迁与社会变革。我国“科技金融”最早于1993年在《中华人民共和国科

学技术进步法》中作为独立概念出现^[12-14],是随着我国金融发展推动科技创新的实践而出现的本土化概念。国内学者对科技金融概念和内涵的研究主要以赵昌文等^[15]的科技金融“工具论”和房汉廷^[16]的科技金融“范式论”为主。近年来,学者的研究集中于科技金融政策实施产生的经济效益以及科技与金融二者深度融合、良性互动后的创新驱动效应^[17]。在科技型中小企业创新动能相对不足的现实背景下,科技金融支持体系能否精准施策并有效赋能,不仅直接影响这类企业的创新活力的激发与研发路径的选择,更决定着其能否突破技术封锁实现颠覆性技术创新。

既有研究从理论阐释、作用机制与实践路径等多维视角,对科技金融赋能企业创新进行了较为系统的探讨,为本文的研究奠定了重要基础。然而,既有文献在研究边界与理论纵深上仍存在明显拓展空间:其一,研究视角较为宏观宽泛,缺乏对金融模式创新效应的精细化比较,未能有效回答何种金融模式对企业创新的赋能效果最优、科技金融对不同类型企业创新的差异化影响如何、科技金融赋能企业创新的具体模式有哪些等关键问题;其二,造成上述研究困境的深层原因在于,既有研究对企业创新的概念界定尚显模糊,对创新的识别标准、衡量指标与测度方法亦未形成共识。具体而言,创新的类型划分缺乏清晰边界,创新质量的测度方法多元且缺乏可比性,实质性创新与策略性创新、颠覆性创新与渐进式创新的区分标准尚未统一。因此,厘清企业创新的内涵边界、构建科学的识别框架与测度体系,是深入探究科技金融赋能效应的前提与基础。此外,针对不同企业类型、不同区域情境展开异质性分析,方能有效拓展科技金融赋能创新的理论边界,丰富该领域的学理认知。鉴于此,本文从科技金融政策试点切入,尝试探讨科技金融影响企业颠覆性技术创新的内在逻辑。利用 2007—2023 年中国 A 股中小板和创业板上市公司样本,验证了科技金融政策对企业颠覆性技术创新的赋能作用,有效

增补了现有研究成果,也是对科技金融试点政策实施效果的检验,具有丰富的现实意义。

本文可能的边际贡献主要有三个方面的体现。第一,在颠覆性技术创新的识别上,单一量化指标仅能反映创新活动的数量规模,却无法有效捕捉技术原创性、前沿性、应用潜力与战略价值,极易导致评估结果片面化、表层化,甚至对真正具备颠覆性潜力的早期创新形成误判与低估。本文构建了一套全新的、适用于微观企业层面的颠覆性技术创新识别框架,将自然语言处理(NLP)前沿技术与创新理论深度融合。通过微调 BERT 模型来自动识别专利文本中蕴含的“高端”与“低端”价值导向语义特征。成功地摆脱了对传统专利引用数据和技术性能指标的过度依赖,实现了对颠覆性创新标准化、自动化、大规模的识别,为后续大样本实证研究提供了可推广的解决方案。本文提供的精准测量工具,使得系统性地考察以往难以捕捉的中小企业颠覆性创新活动成为可能,为理解这一活跃群体如何通过差异化创新实现成长跃迁提供了新的分析视角与证据,显著增强了相关研究发现的泛化性和现实指导意义。第二,在样本界定上突破了高企认定的筛选偏误。现有研究多将样本限定于高新技术企业,隐含地假设政策效应仅作用于已具备创新基础的企业,忽视了“边缘创新主体”的边际响应。本文将样本扩展至全部科技型中小企业(包括未获得高企认定者),并构建三重差分模型,发现高新技术企业(以下简称“高企”)的政策效应显著强于非高企,揭示出获得认证的企业能够凭借更强的创新吸收能力与成熟的研发体系,在政策响应中展现出了更强的规模优势。此外,在识别策略上实现了多重异质性的兼容处理。本文将三重差分框架与 Callaway & Sant'Anna(2021)的异质性稳健估计量相结合,同时引入 Heckman 两阶段模型纠正专利申请的自选择偏误,在交错 DID、样本截断与策略性创新三重干扰下实现了较为干净的因果识别。第三,现有关于科技金融政策效应的文献多聚焦于平均处理

效应,或仅从企业规模、地区金融发展水平等单一维度考察异质性,缺乏对企业所有权与行业技术属性交互错配结构的系统识别。本文研究发现,科技金融政策对非国有企业的边际促进效应显著强于国有企业,且对低技术更新行业的赋能效应反而高于高技术更新行业。这一发现挑战了“科技金融应重点追逐技术前沿行业”的固有认知,揭示了政策在矫正行业间创新资源马太效应方面的独特功能。结合 Christensen^[2]关于颠覆性技术创新的理论,本文将科技金融政策的研究视角从“锦上添花”拓展至“洼地跃迁”,为理解金融支持创新的结构效应提供了新的经验证据。

一、政策背景与研究假设

(一)政策背景

我国科技金融政策经历了长期探索与演进,初始于1985年对高科技开发创业投资的首次支持。2006—2008年,政策重心聚焦于设立引导基金与强化信贷扶持,形成了以政府财政投入为主导的早期模式。2010年印发《关于促进科技和金融结合试点实施方案》,并于2011年、2016年分两批设立试点城市,标志着政策向深化阶段迈进。此举旨在构建“科技—金融”资源对接的新机制,以破解科技型中小企业面临的融资约束。经过长期演进,当前科技金融体系已打破政府单一主导格局,形成了政府引导、市场主导及多元主体协同的良性生态。

(二)研究假设

1. 科技金融赋能中小企业颠覆性技术创新的理论逻辑

鉴于颠覆性技术创新“轻资产、高风险”的本质特征与传统金融“抵押担保、风险规避”的经营逻辑存在根本性错配,金融资源的制度性排斥成为其发展的核心瓶颈^[18-19]。传统金融体系内生的制度刚性难以通过市场自发演进实现适应性调整,亟须一种专门服务于科技创新活动的系统性制度安排,科技金融正是在这一背景下应运而生。

区别于传统金融,科技金融具有两个鲜明特

征:其一,提供专业化、差异化的金融工具,匹配不同生命周期阶段的资金需求;其二,构建多主体协同的创新生态,打破信息壁垒与资源分割,实现创新链条上资金、技术与市场要素的高效整合^[20]。上述特征赋予了科技金融矫正传统金融失灵的两大核心机制:一是动态化资源配置机制。科技金融将信用评估从“资产导向”升级为“潜力导向”,通过天使投资、科技信贷、风险补偿等工具组合,动态调整资金投入时序与风险分担结构,精准匹配颠覆性技术创新高投入、高风险、长周期的资金需求。二是多主体协同与信号传递机制。科技金融构建政府、金融机构、科研院所及企业主体的信息共享平台,将技术成果、项目进展与信用评估纳入统一的数据协作网络。政府引导基金不仅直接提供早期资本,更传递技术前景的认证信号,降低外部投资者的信息甄别成本。同时通过投贷联动、技术产权质押等工具实现风险共担与收益共享,将信息割裂困境转化为协同创新合力。

综上,科技金融通过双重机制从资金供给与风险分担两个维度缓解了颠覆性技术创新面临的融资约束并矫正市场失灵。由此,本文提出如下研究假设:

H1:科技金融对科技型中小企业颠覆性技术创新存在正向影响。

2. 科技金融赋能中小企业颠覆性技术创新的影响机制

颠覆性技术创新的首要障碍是金融摩擦。由于技术前景的高度不确定性与轻资产运营特征,科技型中小企业面临严重的信息不对称与抵押品缺失,传统金融市场由此产生显著的信贷配给^[19]。科技金融通过双重路径缓解这一摩擦:一方面,政府引导基金、风险补偿资金池等政策性工具以财政信用部分替代抵押担保,直接降低企业融资门槛;另一方面,企业获得科技金融支持本身构成一种信号认证机制^[21],向外部投资者传递政府对其技术潜力的认可,进而吸引社会资本跟进,压缩外部融资成本。此外,科技金融构建了覆盖“实验

室—产业化—商业化”的全周期的金融工具链,通过天使投资、知识产权质押贷款、多层次资本市场等组合工具,为颠覆性技术创新的不同阶段提供精准的资金支持。由此,本文提出如下假设:

H2:科技金融能够通过缓解金融摩擦,促进科技型中小企业颠覆性技术创新。

跨越融资门槛后,颠覆性技术创新面临的更深层挑战在于,其内在属性与普通资本的风险—期限偏好存在结构性矛盾。无论是“自上而下”的高端技术突破,还是“自下而上”的低端市场颠覆,均需要长周期、高容忍度的资本支撑,这正是传统金融难以提供的。科技金融通过政策性金融与商业性金融的协同,培育“投早、投小、投长期”的耐心资本。同时政策性金融以风险补偿、政府引导基金等方式分担早期创新的尾部风险,为耐心资本提供安全保障;商业性金融则依托市场机制筛选优质项目,保障资本配置效率。耐心资本不仅提供长期稳定的资金供给,更凭借其信息整合与专业评估能力,帮助企业锚定技术方向与市场定位,降低创新过程中的战略不确定性。由此,本文提出如下假设:

H3:科技金融能够通过培育耐心资本,赋能科技型中小企业颠覆性技术创新。

在解决了资金的可得性与适配性后,颠覆性技术创新仍面临知识溢出的激励困境。由于技术创新的公共产品属性,竞争对手的模仿跟进使创新企业难以独占研发收益,导致私人回报率显著低于社会回报率,市场自发研发投入由此低于社会最优水平。在颠覆性技术创新领域,成果的“半公共品”特性进一步加剧了这种市场失灵:企业即使完成技术突破,也难以维持垄断利润,创新收益的严重溢出直接抑制了研发动力。科技金融通过创新补贴、研发税收抵扣等制度安排,直接对企业创新外溢部分进行针对性补偿,矫正因正外部性导致的市场失灵。这种补偿机制对颠覆性技术创新尤为重要,其技术突破的非连续性越强、知识溢出效应越大,私人收益损耗越严重,科技金融的边

际补偿效应也越显著。由此,本文提出如下假设:

H4:科技金融能够通过补偿创新的正外部性,促进科技型中小企业颠覆性技术创新。

二、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文的研究对象是科技型中小企业,考虑到数据的可获得性,本文选取 2007—2023 年在 A 股中小板和创业板上市并且持有有效期内高新技术企业证书的企业作为研究对象。原因有二:一是高企认定标准与本文颠覆性技术创新的研究主题高度契合;二是科技金融试点政策在实践中多以高企为首要服务对象,样本界定符合政策靶向逻辑。进一步对原始数据进行如下处理:①剔除样本期内在 B 股上市的企业;②剔除样本期内 ST、*ST、PT 企业;③剔除金融行业上市公司样本;④剔除近三年上市企业及关键变量缺失严重的样本,为消除极端值影响,对连续变量进行上下 1% 水平的缩尾处理,最终得到 5 735 个样本;⑤为保证变量定义(当年某类授权专利数量/当年授权专利总数)在数学上的有效性,避免分母为零,本文剔除了当年无授权专利的企业样本。量化颠覆性技术创新水平的专利文本来源于国家知识产权局专利检索及分析系统与智慧芽 AI Agent 平台的开放 API 接口获取深加工字段的数据;企业财务等其他数据来源于 Wind 数据库、CSMAR 数据库及中国研究数据服务平台(CNRDS)。

(二)模型设计

科技金融试点城市设立可作为一项准自然实验,用以评估科技金融政策对企业颠覆性技术创新的作用效果。参考已有研究,将位于试点城市的企业列入实验组,将位于非试点城市的企业列入对照组,构建多期双重差分模型来识别科技金融政策对企业颠覆性技术创新的影响,具体模型为:

$$Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 代表企业;下标 t 代表时间;

$Innovation_{it}$ 表示企业颠覆性技术创新,其中包括高端颠覆性技术创新(HDI)、低端颠覆性技术创新(LDI)和渐进式创新(INI); $Policy_{it}$ 为科技金融政策虚拟变量,本文重点关注 $Policy_{it}$ 的系数 α_1 ,即“科技与金融结合”试点政策对企业技术创新的影响。 $controls_{it}$ 为一系列控制变量; λ_i 和 μ_t 分别表示企业固定效应以及年份固定效应; ξ_{it} 为随机误差项。

(三) 变量选取

1. 被解释变量:颠覆性技术创新

对颠覆性技术创新的识别是本文的重点也是难点,传统方法采用简单的专利申请、授权、引用数量并不够科学,难以精准刻画颠覆性创新。现有研究主要从技术演化追踪与颠覆性测度两方面展开。前者多借专利分类号演变刻画技术轨迹^[22]。后者则沿两条路径深化:一是基于引证与网络特征,通过引入引文突变指标^[23]、度量后续专利复用度^[24]或提取关键词网络中心性^[25]以表征创新影响;二是基于文本解构与生物学隐喻,对专利进行“基因检测”以剥离原创性、影响力及持续期^[26]。现有研究多循内涵特征,从创新性、颠覆度与影响力三维度展开识别。创新性测度主要基于技术文本的异质性,如借 IPC 分类号^[27]、关键词^[28]或 MeSH 术语^[29]组合识别,或通过构建“专利池”并对比新申请的专利分类号,若不属于之前“专利池”,则将该专利界定为颠覆性创新^[30]。颠覆度与影响力则多聚焦专利的时序与网络特征,如以申请时间界定前沿性、后向关联表征独特性、前向引用衡量影响力^[31],或以专利重要度与历史相似度联合标定^[32]。近年来,机器学习与自然语言处理技术为颠覆性技术识别提供了新范式。研究多从创新性与影响力构建指标体系^[33],或基于文本相似度算法测度新颖性与独特性^[34],以刻画技术的原创属性^[35];亦有研究通过 SBERT 模型构建专利网络,由前后向演进路径交集捕捉突破性与高影响力^[36]。鉴于颠覆性兼具技术突破与市场颠覆的双重内涵,最新研究通过捕捉颠覆性技术

创新的内部特征与外部特征,构建了同时兼顾技术创新属性与市场采纳潜力的双维度识别方法,实现了颠覆性技术定义与识别方法的有机匹配^[6]。

结合已有识别方法,本文的核心思路是通过“文本语义驱动”捕捉创新活动的内在特征,进一步通过“价值导向分类”实现大规模、跨行业的自动化识别,最后通过“企业层面聚合”完成从技术信号到战略度量的转化。具体操作有以下几个步骤。首先,通过国家知识产权局专利检索及分析系统与智慧芽 AI Agent 平台的开放 API 接口获取深加工字段的数据,包括收集样本公司及其子公司在此期间申请的所有发明专利与实用新型专利的全文数据,包括标题、摘要、权利要求书、IPC 分类号、申请日、法律状态等信息。剔除数据不全的专利记录,仅保留最终处于“授权”状态的专利,以确保专利质量与分析的有效性。其次,鉴于直接度量跨行业技术性能的不可行性,本文借鉴自然语言处理(NLP)前沿方法,基于专利文本语义来推断其价值导向。假设追求高端颠覆的创新与追求低端颠覆的创新在文本表述上存在系统性差异:前者强调性能的卓越性与技术突破,后者则强调成本控制、工艺简化与适用性。本文选取专利活动密集的“人工智能”领域作为样本,依据相关文本特征,手动对一批专利进行“高端”或“低端”导向的分类标注,若专利文本中频繁出现如“提升”“优化”“突破”“高效率”“高能量密度”“优于背景技术”“显著增强”等词汇及具体高性能参数描述,定义为高端导向;反之,若专利文本中频繁出现如“降低成本”“简化步骤”“易于规模化”“适用性强”“满足需求”“成本问题”“替代材料”等词汇,定义为低端导向,以此构建高质量的训练数据集。基于此训练集,采用 BERT 深度学习模型进行训练,使其学习两类专利的文本模式。进一步将微调好的 BERT 模型直接应用于所有其他行业的专利文本。模型为每一篇专利输出两个概率值: P_1 (高端颠覆性技术创新)与 P_2 (低端颠覆性技术创新)。为提高分类置信度,本文将决策阈值调整为

0.6,得到如下设定:

若 $P_1 > 0.6$, 则该专利被分类为高端导向专利;
若 $P_2 > 0.6$, 则该专利被分类为低端导向专利;
其余专利均被视为渐进式创新。

最后,基于上述专利分类,计算企业每年的创新指数:

高端颠覆性技术创新(HDI) = 当年被分类为高端导向的专利数量/当年授权专利总数 $\times 100$;

低端颠覆性技术创新(LDI) = 当年被分类为低端导向的专利数量/当年授权专利总数 $\times 100$;

渐进式创新(INI) = 当年被分类为渐进式创新的专利数量/当年授权专利总数 $\times 100$ 。

2. 核心解释变量:科技金融

根据企业所在城市是否开展“科技和金融结合”试点,将两批科技金融政策试点实施的时间节点(2011 年和 2016 年)作为政策冲击的关键时间点,生成科技金融政策的虚拟变量。若企业 i 所在城市在 t 年实施了试点政策,则科技金融政策变量 $Policy$ 取值为 1;反之,则为 0。

3. 控制变量

为尽可能克服遗漏变量导致的偏误,提高实证结果的稳健性,参考现有研究,本文选取了一系列可能影响微观企业创新的因素作为控制变量。其中包括:企业资产负债率($debt$),使用企业负债占总资产的比重表征;企业规模($asset$),使用企业期末总资产取自然对数表征;企业年龄(age),使用当年年份与企业成立年份之差 + 1 取自然对数表征;企业绩效(roe),使用企业净利润与股东权益比值表征;金融负债率($flev$),使用企业金融负债与总资产比值表征;现金比率(ocf),使用经营活动现金与总资产比值表征;管理层持股比例(mhr),使用管理层持有股份数与公司总股本比值表征;股权集中度($top10$),使用前 10 位流通股股东持股比例之和表征。

三、实证结果

(一)描述性统计分析

从表 1 的主要变量的描述性统计结果可以看

出:高端颠覆性技术创新的最小值为 25.631,最大值为 86.927;低端颠覆性技术创新的最小值为 22.197,最大值为 57.182;渐进式创新的最小值为 5.974,最大值为 99.965。结果表明,各企业的创新水平存在较大差异,同时渐进式技术创新的标准差显著高于颠覆性技术创新的标准差。以上为本文研究提供了前提。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
高端颠覆性技术创新(HDI)	5 735	34.272	12.963	25.631	86.927
低端颠覆性技术创新(LDI)	5 735	24.043	4.645	22.197	57.182
渐进式创新(INI)	5 735	45.446	31.662	5.974	99.965
企业规模($asset$)	5 735	22.147	1.227	19.863	25.733
企业年龄(age)	5 735	2.046	0.927	0.000	3.332
企业绩效(roe)	5 735	0.049	0.151	-0.865	0.315
资产负债率($debt$)	5 735	0.418	0.205	0.056	0.887
金融负债率($flev$)	5 735	0.412	0.254	0.000	0.901
现金比率(ocf)	5 735	0.047	0.069	-0.155	0.242
管理层持股比例(mhr)	5 735	0.152	0.185	0.000	0.771
股权集中度($top10$)	5 735	58.451	15.245	22.995	89.831

(二)基准回归分析

表 2 基准回归结果显示:当被解释变量为高端颠覆性技术创新时(列 1 ~ 列 2),科技金融系数在 1% 水平显著为正,且加入控制变量后稳健性未削弱;低端颠覆性技术创新(列 3 ~ 列 4)中科技金融系数同样显著为正,但系数绝对值显著小于高端组;渐进式创新(列 5 ~ 列 6)的科技金融系数不显著。这表明,科技金融对高端颠覆性技术创新具有更强的促进作用,而对低端颠覆性技术创新的赋能效应较弱,且对渐进式创新无显著影响。科技金融对渐进式创新的非显著效应可能源于两方面机制:一是渐进式创新因低风险、短周期特征,企业可通过内部资金与常规信贷满足融资需求,对外部科技金融的依赖度较低,而颠覆性创新因技术不确定性高、信息不对称严重,更依赖科技金

融的风险分担与增信机制,故政策融资约束缓解效应集中体现于颠覆性创新领域;二是科技金融通过降低颠覆性创新融资成本,改变创新活动的边际收益结构,基于比较优势原理,企业可能将研发资源从渐进式创新转向高收益的颠覆性项目,产生资源再配置效应,导致渐进式创新的净效应被抵消,表现为统计不显著。

表2 基准回归结果:高端、低端颠覆性技术创新与渐进式创新

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	HDI	HDI	LDI	LDI	INI	INI
policy	0.283 8 *** (0.077 6)	0.267 1 *** (0.078 5)	0.061 9 *** (0.016 6)	0.063 5 *** (0.018 3)	0.067 6 (0.101 5)	0.036 2 (0.102 4)
Constant	3.194 3 *** (0.008 3)	1.731 3 *** (0.552 3)	2.3975 (0.001 9)	0.711 3 *** (0.173 5)	4.526 1 *** (0.012 7)	-5.017 8 *** (0.103 5)
控制变量	否	是	否	是	否	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
观测值	5 735	5 735	5 735	5 735	5 735	5 735
R ²	0.663	0.669	0.415	0.421	0.755	0.761

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为区县稳健标准误。如无特殊说明,下同。

基于以上结果,进一步对高端颠覆性技术创新进行回归分析。表3的回归结果显示:在控制企业与年份固定效应后(列1),科技金融政策对高端颠覆性技术创新的系数显著为正。引入控制变量(列2)后,核心变量系数仍通过1%显著性检验。进一步采用双向聚类标准误(列3~列4),分别聚类至“区县—年份”及双向维度以解决“区县—年份”层面的序列相关和聚类相关问题,科技金融政策系数仍显著为正。这一结果表明,即使在多重稳健性检验下,科技金融政策对高端颠覆性技术创新的促进效应依然显著且稳健。

表3 基准回归结果:高端颠覆性技术创新

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	HDI	HDI	HDI	HDI
policy	0.283 8 *** (0.077 6)	0.267 1 *** (0.078 5)	0.267 1 *** (0.046 3)	0.267 1 *** (0.078 2)
Constant	3.194 3 *** (0.008 3)	1.731 3 *** (0.552 3)	1.731 3 *** (0.311 7)	1.731 3 *** (0.573 3)
控制变量	否	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
观测值	5 735	5 735	5 735	5 735
R ²	0.663	0.669	0.669	0.669

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

在事件发生之前,实验组与控制组满足平行趋势假设是双重差分估计结果一致性的基本前提

条件,即在科技金融政策实施之前,实验组与控制组的颠覆性技术创新水平不存在显著的系统性差异。为此,本文构建距离政策实施年份的相对时间虚拟变量来进行平行趋势检验,以高端颠覆性技术创新为例,具体模型为:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=-5}^{k=5} policy_{it_0+k} + \beta_2 controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \xi_{it} \quad (2)$$

其中, t_0 为城市开展科技金融政策试点的年份, t_0+k 为政策实施的前后的 k 年,窗口期 k 为科技金融政策实施的前5期至后5期,其他变量与模型(1)一致。考虑到多重共线性问题,本文将政策实施前期作为基准期,模型重点关注政策实施的一系列窗口期系数 β_k 。当 $k < -1$ 时,若系数 β_k 不显著,则表明模型满足平行趋势检验的基本假设。由图1可以看出,在科技金融政策实施前,时间虚拟变量的估计系数在0值上下波动,表明实验组与控制组不存在统计意义上的差异,即在科技金融政策实施前没有事前趋势,而在科技金融政策实施后,时间虚拟变量的估计系数显著不为0且持续为正值,表明前述研究结果满足双重差分模型使用的平行趋势假设,科技金融政策实施对企业高端颠覆性技术创新的提升具有持续的正向作用。

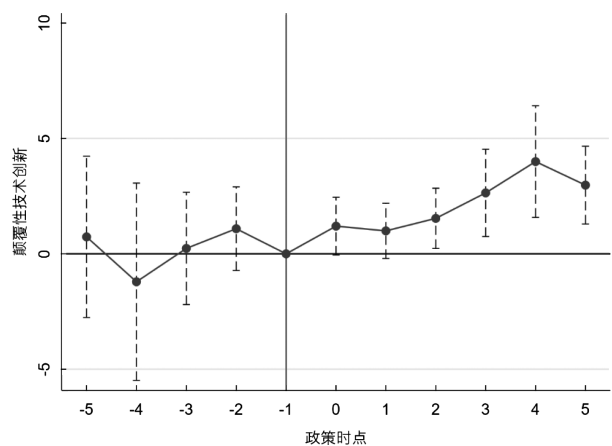


图1 平行趋势假设检验结果

2. 安慰剂检验

考虑到模型中仍然存在部分难以观测的因素导致估计结果的偏误。为了进一步探究模型是否受到其他不可观测因素的影响。本文通过随机构

造实施年份和处理组企业进行安慰剂检验。具体操作为:首先,从全样本中随机选取与企业实际政策试点地区数量相同的样本,将其设为“伪处理组”,剩余样本则作为控制组;随后,构造一个代表该虚拟分组的安慰剂检验变量,并将其与随机生成的实施时间虚拟变量相乘,得到交互项作为模型的核心解释变量;最后,基于上述构造的变量,对基准模型重新进行回归分析。为提高安慰剂检验的科学性,将随机过程重复执行 1 000 次并绘制出估计系数核密度图。图 2 为安慰剂检验的结果,可以看出,虚拟解释变量的估计系数分布在 0 值附近并服从正态分布,远小于本文的基准回归系数,表明随机政策效应并无明显作用,符合安慰剂检验的预期。图中浅色代表真实估计系数,为基准回归系数 0.267 1,远在分布的右侧边缘,表明在 1 000 次随机政策分配中,几乎没有任何一次得到的系数能达到真实系数 0.267 1,基准回归结果可靠且稳健。

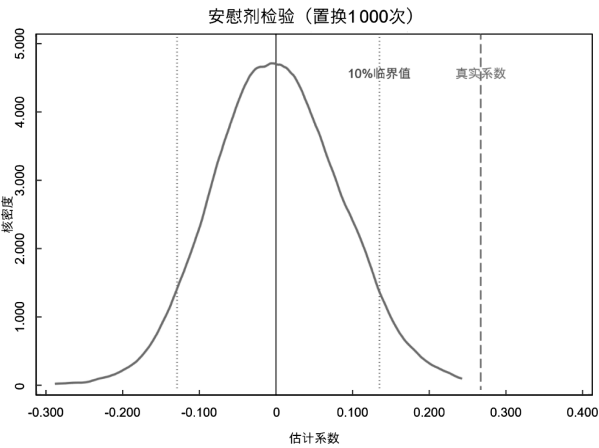


图 2 安慰剂检验结果

3. 异质性处理效应

传统双重差分模型隐含处理效应均质假设,当处理时点交错且效应存在异质性时,部分子效应会被赋予负权重;负权重占比过高将导致平均处理效应估计产生偏误,甚至出现符号反转。本研究中,科技金融政策实施效果具有动态性,且两批试点地区在政策环境、资源禀赋等方面差异显著,批次间处理效应存在明显异质性。若忽视该异质性,平均 *ATT* 将掩盖政策的靶向精准度,进而

干扰研究结论的可靠性。鉴于此,本文采用 Callaway & Sant’ Anna(2021)的组群—时间平均处理效应框架,分别估计各试点批次城市的处理效应,并汇总为动态处理效应序列。

4. 其他稳健性检验

为进一步验证基准结论的可靠性,本文进行了如下稳健性检验。一是控制同期政策干扰,引入国家创新型城市、自主创新示范区及“宽带中国”等政策虚拟变量及其与核心解释变量的交互项;二是调整样本范围,分别剔除直辖市与省会城市样本,以及深交所信息披露考评未达标样本重新估计;三是缓解地区异质性,加入地区与时间趋势(线性及平方)交互项,以控制不可观测因素及地区增长轨迹差异。上述检验均表明基准结论保持稳健。

(四) 内生性检验

1. PSM-DID 检验

考虑到科技金融试点城市的选择可能是非随机的,经济发展较好,科技创新能力强以及科技型企业更多的地方更容易被优先设立为科技金融政策的试点地区,存在样本自选择偏误的问题。为此,本文采用倾向得分匹配法,使用控制变量作为协变量,按照 1:1 近邻无放回匹配方式为实验组匹配对照组并进行多时点 DID 检验。表 4 第(1)列报告了估计结果,核心解释变量的回归系数与基准回归结果基本保持一致。

2. 三重差分(DDD)

鉴于本文的样本为已经获得高企认定的企业,未考虑到研发投入达标但知识产权不足的潜在创新企业以及因融资约束无法完成知识产权布局的企业。因此,为缓解高企认定筛选带来的样本截断偏误,本文将样本扩展至全部中小企业包括未获得高企认定者,并构建三重差分模型。表 4 报告了科技金融政策对颠覆性技术创新的 DDD 估计结果。第(2)列报告了在不考虑高企身份异质性时的结果;引入三重差分项后,解释变量系数为 0.161 7(列 3),表明在控制了企业异质性后,科技金融政策对非高企样本具有显著的创新促进作用。三重差分项 *policy* × *HighTech* 的系数为 0.105 4,

表4 内生性处理:PSM与三重差分

变量	PSM-DID	DID	DDD	高企认定	非高企认定	Heckman 第一阶段 Probit	Heckman 第二阶段 OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	HDI	HDI	HDI	HDI	HDI	是否申请	HDI
<i>policy</i>	0.143 8*** (0.035 9)	0.267 1*** (0.078 5)	0.161 7** (0.073 5)	—	—	0.185 4*** (0.052 1)	0.159 3** (0.074 1)
<i>policy</i> × <i>HighTech</i>	—	—	0.105 4* (0.059 8)	—	—	0.092 1* (0.048 5)	0.117 6* (0.066 8)
<i>HighTech</i>	—	—	0.512 5*** (0.138 8)	—	—	0.312 6*** (0.084 2)	0.456 3*** (0.108 1)
<i>peer-patent</i>	—	—	—	—	—	0.245 7* (0.063 2)	—
<i>ATT(csdid)</i>	—	—	—	0.203 7*** (0.051 4)	0.248 8*** (0.067 3)	—	—
<i>IMR</i>	—	—	—	—	—	—	0.1806** (0.086 2)
观测值	3 680	5 735	7 216	5 735	1 481	12 450	4 683
<i>R</i> ²	0.589	0.669	0.682	—	—	0.152	0.693

这意味着相较于非高企企业,高企企业能够获得额外的政策红利,其总处理效应达到0.267 1,这反映出高企企业凭借更强的创新吸收能力与成熟的研发体系,在政策响应中展现出了更强的规模优势。为进一步验证结论并排除多时点 DID 潜在的异质性处理效应偏误,本文采用 Callaway & Sant' Anna(2021)的异质性稳健估计量(*csdid*)对子样本进行考察。结果显示,高企与非高企组的平均处理效应(*ATT*)分别为0.203 7和0.248 8,且均在1%水平上显著(列4~列5)。针对样本自选择偏误,本文进一步采用 Heckman 两阶段模型进行检验,在第一阶段引入的排除性限制变量:同行业同地级市平均专利申请量,该变量从行业竞争与地区氛围角度捕捉了企业进入专利申请这一门槛的诱因,且不直接干预企业具体的创新质量分布,满足了工具变量的选取标准。Probit 估计结果显示,科技金融政策对企业的专利申请决策具有显著的正向诱导作用。排除性限制变量,首先在第一阶段通过了10%的显著性检验,有效满足了模型的识别条件。其次,在第二阶段回归中,*IMR*的系数在5%水平上显著,说明样本选择偏误确实客观存在。在纠正该偏误后,政策对颠覆性创新的促进效应依然稳健,证明了基准结论的可靠性(列6~列7)。

3. 工具变量法

为缓解遗漏变量和反向因果关系导致的内

生性问题,本文构建了两种工具变量。第一,借鉴 Nunn 等^[37]与谷均怡等^[38]的研究方法,将各城市到杭州的球面距离倒数与全国层面平均研发经费支出交互,构造时变工具变量。杭州数字基础设施与技术发展全国领先,地理距离越近越易受其科技金融空间溢出影响,满足相关性;而球面距离为客观地理变量,不随经济活动改变,满足外生性。第二,借鉴蔡栋梁等^[39]的研究方法,以企业所在地省委书记及省长是否具有金融背景作为工具变量。金融经历有助于催生金融思维,促使地方官员积极推动科技金融试点,满足相关性;而官员金融背景与企业颠覆性技术创新无直接关联,满足外生性。

4. 反事实分析

本文通过反事实模拟的方法进一步验证科技金融政策促进企业颠覆性技术创新水平提升的因果关系。具体操作如下:首先基于科技金融政策试点设立年份,将企业所在地城市颠覆性技术创新水平由大到小排名并等比例生成科技金融政策试点城市;然后将以上样本作为反事实处理组,通过基准模型再次进行回归。

四、拓展性分析

(一)机制检验

1. 缓解金融摩擦

正如前文分析,科技金融政策能够通过缓解金融摩擦进而促进企业的颠覆性技术创新。大量

研究已经验证了金融摩擦会阻碍企业创新^[40],因此本文论证的重点将放在检验科技金融政策是否能缓解金融摩擦。金融摩擦主要从金融错配和融资约束两个方面来探讨,其中融资约束又分为融资成本和融资可得性^[41]。参考已有研究,金融错配采用企业资金成本与行业资金成本的比值来衡量;融资成本采用企业财务总费用与企业总债务的比值来衡量;融资可得性采用企业负债与企业总资产的比值来衡量^[42]。进一步采用熵权 topsis 法对三个数据进行权重确定进而得到金融摩擦的总指数(FC)。结果表明,科技金融政策有效缓解了企业的金融摩擦问题,进而提升了企业颠覆性技术创新水平。

2. 壮大耐心资本

借鉴刘超等^[43]的研究,从股权资本、债权资本、绿色资本、政府产业资本和保险资本五个方面来构建耐心资本指标体系,采用熵权 topsis 法对各级指标进行赋权并测算得到耐心资本总指数(PC)。结果表明,科技金融政策的实施能够有效壮大耐心资本,而耐心资本的形成有助于提升企业颠覆性技术创新水平。

3. 外部性补偿

为验证科技金融对企业颠覆性技术创新的外部性补偿效应,本文将科技金融政策与行业层面的创新收益可获得性的交互项引入调节效应模型中,重点关注该交互项的系数。若创新收益的可获得性越高,表明该行业创新实现的收益越多,创新的正外部性较小,科技金融对企业的补偿激励效果也越小。进一步借鉴曹虹剑等^[44]的方法,采用行业收入与行业知识存量的比值来刻画行业层面创新收益的可获得性。结果表明,当企业的创新收益为0时,科技金融政策实施能够显著提升企业颠覆性技术创新水平;同时科技金融与创新收益可获得性的交互项系数显著为负,说明创新收益可获得性越弱,创新的正外部性就越强,科技金融政策的赋能作用越明显。

(二) 异质性分析

前文基准回归表明,科技金融政策显著促进

了企业颠覆性技术创新。然而,这种促进效应在不同情境下可能存在显著差异。基于资源错配理论与制度经济学框架,本文认为:科技金融政策本质上是对创新资源错配的矫正,其效果取决于资源错配的初始程度与制度环境的适配程度。据此,本文从以下两个维度展开异质性考察。

1. 资源错配矫正维度:基于企业特征与行业技术属性的异质性分析

(1) 企业所有权性质。相较于国有企业,非国有企业面临的融资约束问题会更棘手,接下来探讨科技金融政策能否有效缓解这一问题,弥补传统金融市场的结构性错配问题。本文将样本分为国有企业和非国有企业再进行回归。结果表明,科技金融政策的实施对国有企业和非国有企业的颠覆性技术创新均能产生正向影响,但对非国有企业的政策效果更强,组间差异在1%的水平上显著。可能的原因在于国有企业因存在隐性政府担保和预算软约束,本身融资渠道相对通畅,科技金融政策的边际增量有限;民营企业面临严重的所有制歧视与信贷配给,科技金融政策通过风险分担与增信机制,矫正了信贷资源在所有制间的错配,因此对民营企业的边际效应更强。

(2) 行业技术更新速度。为考察行业技术变化速度不同对科技金融影响效应的差异,本文参考王正文等^[45]的分类方法,将行业分为技术更新变化速度较快行业与技术更新变化速度较慢行业,并分别进行回归估计。结果显示,科技金融政策的实施对高技术更新企业与低技术更新企业的颠覆性技术创新均有显著的提升作用,但在高技术更新组的边际效应较弱,在低技术更新组的政策效果更强,组间差异在1%的水平上显著。可能的原因在于颠覆性创新往往并非诞生于技术最前沿的领域,而是通过边缘突破打破固化格局。低技术更新行业竞争格局稳定、在位者创新惰性较强,为颠覆性创新提供了更大的市场空间;科技金融政策为这类行业的企业提供了跨越“技术锁定”所需的关键资金,推动其开展并实现技术跃迁,结论与 Christensen 关于颠覆性技术创新的理论相契合。

2. 制度环境适配维度:基于外部制度情境的异质性分析

(1)政府支持度。为考察地方政府政策支持度的异质性影响,本文基于 CNRDS 产业政策文本,将地方政府对前沿技术的态度划分为“鼓励”与“未鼓励”进行分组回归。结果显示,科技金融政策对两组企业颠覆性创新均有促进效应,但在政府支持度高地区的作用更显著(组间差异在1%水平显著)。可能的原因为科技金融政策并非孤立运作,其效果高度依赖于政策协同与制度互补性。在政府支持度高地区,财税激励、人才引进、产业扶持等配套政策与科技金融形成合力,降低了企业创新的制度性交易成本,放大了金融支持的转化效率;而在政府支持度低地区,单一金融政策缺乏配套制度支撑,效果大打折扣。

(2)知识产权保护力度。为考察不同知识产权保护力度下科技金融政策对创新赋能作用的差异,本文借鉴肖振红等^[46]的方法测算地区知识产权保护力度指标并按年份中位数分组。结果显示,科技金融政策的实施对知识产权保护度高地区和知识产权保护度低地区企业的颠覆性技术创新均能产生推动作用,组间差异检验结果显示在统计上勉强显著,同时系数值较小,表明科技金融政策在知识产权保护强和弱地区的作用差别不大。可能的原因在于:一是地区宏观指标难以精准刻画微观企业真实维权境遇;二是科技金融内嵌的风险分担机制(如科技保险等)对知识产权保护产生了一定的功能替代。

五、研究结论与政策启示

(一)研究结论

本文以科技金融政策实施为准自然实验,利用2007—2023年A股中小板和创业板上市公司面板数据,考察科技金融对科技型中小企业颠覆性技术创新的影响及内在机制。

第一,科技金融政策显著提升了高端与低端颠覆性技术创新水平,但对渐进式创新无显著影响,表明其具有明确的技术风险偏好与突破性导向,而非普惠性创新补贴,印证了金融发展更有利于前沿技术突破而非存量技术改良的理论命题,

且暗示政策可能通过资源再配置效应引导企业研发资源从渐进式改良转向颠覆性创新。

第二,基于全样本的三重差分估计显示,高企的政策效应显著强于非高企,主要归因于政策精准支持与企业吸收能力的双重优势。首先,高企身份具有显著的“信号效应”,结合科技金融政策形成了双重信用背书,使其更容易获得额外的政策红利及社会资本青睐。其次,高企通常具备更深厚的技术积淀与研发基建,拥有更强的创新吸收能力,能更有效地将政策资金转化为高质量的颠覆性产出。最后,高企原有的税收优惠、专项补贴与科技金融政策产生了显著的协同叠加效应,通过资源集聚与互补进一步放大了政策的创新激励效果。

第三,机制分析表明,缓解金融摩擦、培育耐心资本与补偿创新正外部性构成从微观到宏观的制度功能链条,表明科技金融政策并非简单的金融供给,而是通过修复市场失灵、重塑资本期限结构与内部化外部性,构建支持颠覆性技术创新的制度生态。

第四,异质性分析揭示了政策效能的情境依赖性:在所有制维度,政策对民营企业具有靶向纾困效应;在行业维度,对低技术更新行业具有洼地跃迁效应;在制度环境维度,政策效能高度依赖政府支持等外部制度协同,但在知识产权保护方面呈现一定的制度替代特征。

综上,科技金融政策应被理解为嵌入特定制度环境与资源错配结构的矫正机制,而非单一的金融供给工具。

(二)政策启示

第一,摒弃普惠式资金供给逻辑,建立以“突破性导向”为核心的精准滴灌机制。研究表明,科技金融政策对渐进式创新无效且存在资源再配置效应。这意味着政策设计需超越单纯的研发规模扩张,引入“颠覆性”与“渐进性”创新的差异化甄别标准。在科技金融产品的准入门槛、期限结构与绩效考核中,应强化对“技术路线颠覆度”“关键核心技术壁垒”等维度的考量,避免政策资源在低风险、短周期的存量技术改良中产生沉没,确保金融资

源真正锚定具有突破潜力的前沿技术领域。

第二,构建“精准识别—协同联动—系统培育”的科技金融政策体系。鉴于高新技术企业在创新产出中表现出的显著政策响应优势,应进一步强化科技金融政策与所得税优惠、研发费用加计扣除等既有制度安排的耦合协同,提升政策工具的集成效应。通过多维政策的交互联动与精准导向,激励高新技术企业发挥创新领军作用,聚焦具有战略性、前沿性的核心技术攻关,从而实现颠覆性技术领域的实质性突破。针对 Heckman 检验发现的潜在样本选择偏差,政策认定应更具包容性,建立涵盖多维研发指标的多元化信用评价体系,防止因融资约束导致潜在的创新型企业被排斥在政策红利之外,从而系统性地激发全行业中小企业的颠覆性技术创新动能。

第三,超越单一的信贷供给思维,着力推进三条机制的功能协同。机制分析表明,科技金融政策对颠覆性技术创新的赋能效应,并非单一的资金注入,而是依赖于微观融资功能、中观资本结构与宏观制度环境的三重协同。在微观层面,需完善知识产权质押、技术产权交易等风险分担工具以缓解金融摩擦;在中观层面,应通过政府引导基金、风险补偿资金池等制度设计培育“投早、投小、投长期”的耐心资本,重塑资本期限结构;在宏观层面,需优化创新补贴的瞄准机制,对颠覆性技术创新的强外部性进行针对性补偿。

第四,强化科技金融的“结构矫正”功能,注重与区域制度环境的动态适配。异质性分析表明,科技金融政策在所有制、行业技术更新速度及地区政府支持度上呈现显著差异,这揭示了政策并非普适性的制度安排,而是具有鲜明情境依赖特征的矫正机制。为此,科技金融政策的深化应用应着眼于资源错配的矫正与政策协同的精准适配。其一,需发挥科技金融对民营企业的定向支持作用,消解所有制层面的融资歧视,切实改善民企开展颠覆性创新的信贷可得性;同时应重视低技术更新行业的跨越式发展需求,避免政策资源在热点技术领域的低效堆叠。其二,鉴于科技金融与知识产权保护之间存在功能替代特征,政策协同

设计须充分考量空间维度的非均衡性。具体而言,在知识产权保护力度偏弱的地区,宜优先扩大科技金融供给规模以发挥替代性激励作用;而在知识产权保护完善的地区,则应转向两者的统筹兼顾与功能互补,进而充分释放制度协同的创新驱动力。

参考文献:

- [1] BOWER J L, CHRISTENSEN C M. Disruptive technologies: catching the wave [J]. Harvard Business Review, 1995, 73(1): 43-54.
- [2] CHRISTENSEN C M. The innovator's dilemma: when new technologies cause great firms to fail [M]. Boston: Harvard Business School Press, 1997.
- [3] 苏成,赵志耕,赵筱媛,等. 颠覆性技术阐释:概念、内涵及特征[J]. 情报学报, 2021, 40(12): 1253-1262.
- [4] 曲冠楠,陈凯华,陈劲. 颠覆性技术创新:理论源起、整合框架与发展前瞻[J]. 科研管理, 2023, 44(9): 1-9.
- [5] CHRISTENSEN C M, RAYNOR M E. The innovator's solution: creating and sustaining successful growth [M]. Boston: Harvard Business Press, 2003.
- [6] 何郁冰,徐美娟,荆晶. 基于创新采用框架的颠覆性技术识别研究[J]. 科学学研究, 2025, 43(1): 66-78.
- [7] 郑彦宁,袁芳. 颠覆性技术研发管理研究[J]. 科研管理, 2021, 42(2): 12-19.
- [8] 向宇,钟荣芸,郑倩. 科技与金融结合如何影响企业技术创新质量:来自“促进科技和金融结合试点”政策的证据[J]. 财经科学, 2024(11): 135-148.
- [9] SCHUMPETER J A. The theory of economic development: an inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle [M]. Translated by OPIE R. Cambridge: Harvard University Press, 1934.
- [10] HICKS J. A theory of economic history [M]. Oxford: Oxford University Press, 1969.
- [11] PEREZ C. Technological revolutions and financial capital: the dynamics of bubbles and golden ages [M]. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2002.
- [12] 曹颢,尤建新,卢锐,等. 我国科技金融发展指数实证研究[J]. 中国管理科学, 2011, 19(3): 134-140.
- [13] 张明喜,魏世杰,朱欣乐. 科技金融:从概念到理论体系构建[J]. 中国软科学, 2018(4): 31-42.
- [14] 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(2): 81-91.
- [15] 赵昌文,许召元,朱鸿鸣. 工业化后期的中国经济增

- 长新动力[J]. 中国工业经济,2015(6):44-54.
- [16] 房汉廷. STFE 模型:新资本体系驱动的创新经济增长[J]. 中国软科学,2015(11):17-27.
- [17] 张明喜,周代数,张俊芳,等. 金融支持国家创新体系:中美比较[J]. 中国软科学,2023(4):33-42.
- [18] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界,2020,36(5):52-66.
- [19] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. The American economic review, 1981, 71(3): 393-410.
- [20] WALRAVE B, TALMAR M, PODOYNITSYNA K S, et al. A multi-level perspective on innovation ecosystems for path-breaking innovation [J]. Technological forecasting and social change, 2018, 136: 103-113.
- [21] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济,2018(9):98-116.
- [22] 梁镇涛,毛进,李纲. 融合“科学—技术”知识关联的高颠覆性专利预测方法[J]. 情报学报,2023,42(6):649-662.
- [23] 张金柱,张晓林. 利用引用科学知识突变识别突破性创新[J]. 情报学报,2014,33(3):259-266.
- [24] ARTS S, HOU J, GOMEZ J C. Natural language processing to identify the creation and impact of new technologies in patent text: code, data, and new measures[J]. Research policy, 2020, 50(2): 1-13.
- [25] DOTSIKA F, WATKINS A. Identifying potentially disruptive trends by means of keyword network analysis[J]. Technological forecasting & social change, 2017, 119: 114-127.
- [26] 陈强远,赵浩云,林思彤,等. 中国高质量技术创新:情境叙事与测度体系[J]. 管理世界,2024,40(5):23-41.
- [27] 贾卫峰,吴格倩,党兴华等. 颠覆性二元创新对数字产业技术融合的影响研究:市场与技术的联动效应[J]. 技术经济,2023,42(3):27-39.
- [28] UZZI B, MUKHERJEE S, STRINGER M, et al. Atypical combinations and scientific impact [J]. Science, 2013, 342(6157): 468-472.
- [29] KE Q. Technological impact of biomedical research: the role of basicness and novelty[J]. Research policy, 2020, 49(7): 104071.
- [30] 王海森,李纲. 数据要素市场化对颠覆性技术的影响研究[J]. 情报学报,2025,44(5):535-548.
- [31] 武建龙,刘禹彤,王珊珊,等. 在位企业如何实现颠覆性技术创新?:基于组织惰性和动态创新能力的匹配性研究[J]. 科学学研究,2024,42(11):2434-2444.
- [32] 师磊,阳镇,钱贵明. 数字产业集群政策与关键核心技术突破式创新[J]. 中国工业经济,2025(1):100-117.
- [33] 徐硕,李静鸿,安欣. 基于专利术语的颠覆性技术识别及实证研究[J]. 图书情报工作,2024,68(2):62-72.
- [34] 余倩,詹新宇. 数字技术何以驱动企业创新:非对称驱动效应与机制解析[J]. 经济评论,2025(4):101-116.
- [35] YAN Y, TIAN S, ZHANG L. The impact of a paper's new combinations and new components on its citation [J]. Scientometrics, 2020, 122(2): 895-913.
- [36] 黄先海,孙涌铭,陈梦涛. 企业数字化转型与颠覆性技术创新:来自专利网络与 SBERT 模型的微观证据[J]. 中国工业经济,2024(10):137-154.
- [37] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. American economic review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [38] 谷均怡,李熠璇,赵心慧. 共同富裕背景下数字普惠金融能否促进代际收入流动? [J]. 首都经济贸易大学学报,2025,27(2):31-45.
- [39] 蔡栋梁,王海军,黄金,等. 银行数字化转型对小微企业自主创新的影响:兼论数字金融的协同作用[J]. 南开管理评论,2024,27(3):39-51.
- [40] 易信,刘凤良. 金融发展、技术创新与产业结构转型:多部门内生增长理论分析框架[J]. 管理世界,2015(10):24-39.
- [41] 同小歌,冉茂盛,杨琰军. 金融资源配置效率影响因素研究:基于晋升激励的视角[J]. 金融论坛,2022,27(3):73-80.
- [42] 史小坤,辛子辰. 金融摩擦对企业全要素生产率的影响:基于金融数字化发展视角[J]. 金融经济研究,2023,38(2):97-111.
- [43] 刘超,李国成,高扬. 耐心资本壮大与新质生产力发展:基于双重机器学习的因果推断[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2025,45(9):3-24.
- [44] 曹虹剑,张帅,欧阳晓,等. 创新政策与“专精特新”中小企业创新质量[J]. 中国工业经济,2022(11):135-154.
- [45] 王正文,张青未,范斐. 网络安全风险管理与企业数字化转型[J]. 中国软科学,2025(7):145-156.
- [46] 肖振红,马瑞琪,赫博文,等. 事前评估服务如何影响企业创新:来自研发项目前置鉴定政策的准自然实验[J]. 科学学研究,2026(1):1-23.