

科技金融对信息技术企业创新的影响研究

李 洁, 高广阔*

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2025年2月24日; 录用日期: 2025年3月31日; 发布日期: 2025年4月9日

摘 要

本文基于2010~2022年A股信息技术企业的样本数据, 采用双向固定效应模型, 探讨了科技金融对信息技术企业创新的影响。实证结果表明, 科技金融对信息技术企业的创新具有显著的促进作用, 且这一结论在经过一系列的稳健性检验后依然成立。通过机制检验, 研究发现科技金融通过缓解融资约束来推动企业创新。由于信息技术企业通常面临高研发成本和长周期, 科技金融能够提供资金支持, 从而减轻其资金压力, 促进技术研发和创新活动。此外, 异质性分析显示, 科技金融对信息技术企业创新的促进作用在国有企业和西部地区企业中更为显著。本研究为科技金融与信息技术企业的深度融合及创新发展提供了新视角, 并为政策制定和实践提供了实证支持。

关键词

科技金融, 企业创新, 信息技术企业, 融资约束

Research on the Impact of Technology Finance on Innovation in Information Technology Companies

Jie Li, Guangkuo Gao*

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Feb. 24th, 2025; accepted: Mar. 31st, 2025; published: Apr. 9th, 2025

Abstract

Based on the sample data of A-share information technology companies from 2010 to 2022, this paper uses a two-way fixed effects model to explore the impact of technology finance on innovation in information technology companies. The empirical results indicate that technology finance has a significant promoting effect on the innovation of information technology companies, and this

*通讯作者。

文章引用: 李洁, 高广阔. 科技金融对信息技术企业创新的影响研究[J]. 运筹与模糊学, 2025, 15(2): 373-386.
DOI: 10.12677/orf.2025.152091

conclusion remains valid after a series of robustness tests. Through mechanism testing, the study finds that technology finance promotes enterprise innovation by alleviating financing constraints. In addition, given the high R&D costs and long cycles typically faced by information technology companies, technology finance can provide financial support to alleviate their financial pressure and promote technological research and development as well as innovation activities. Moreover, heterogeneous analysis shows that the positive effect of technology finance on information technology company innovation is more pronounced in state-owned enterprises and companies in the western regions. This study offers a new perspective on the deep integration and innovative development of technology finance and information technology companies, and provides empirical support for policy-making and practice.

Keywords

Technology Finance, Corporate Innovation, Information Technology Companies, Financing Constraints

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2023年10月,中央金融工作会议提出要“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。”2024年3月,“五篇大文章”首次被写入政府工作报告。科技金融作为“五篇大文章”之首,旨在通过金融创新手段为科技事业提供支持,构建匹配科技创新需求的金融服务体系,推动科技创新链与金融资本链的深度融合。发展科技金融可以为高水平科技自立自强和高质量发展提供保障,帮助科技企业在研发、生产和市场拓展中获得充足的资金。

信息技术行业作为技术密集型产业,是中国创新活动的核心领域,是做好“科技金融”的重要切入点。近年来信息技术市场规模不断扩大,涉及硬件、软件和服务等多领域,政府通过政策和投资支持信息技术产业的创新,推动企业在技术研发和产品创新方面取得突破。与此同时信息技术行业的竞争日趋激烈,信息技术企业的核心竞争力在于持续创新,这需要大量的研发投入并面临一定失败风险。即使研发成功,由于技术的快速迭代,企业仍面临技术被淘汰的风险。因此信息技术企业需要强大的创新能力和灵活高效的融资能力,以应对行业变化并支持其持续研发。

科技金融作为金融与科技创新的结合,能够为信息技术企业提供灵活、高效的融资渠道,推动其在技术研发和产品创新上的持续投入。通过研究科技金融对信息技术企业创新的影响,可以揭示其在创新活动中的作用机制,并为政府和企业制定相关政策提供理论支持和实践指导,促进经济可持续发展。

然而,目前关于科技金融对信息技术企业创新的研究仍有匮乏,相关文献和研究成果有限。科技金融是否能有效促进信息技术企业创新,其作用机制如何,以及不同产权性质和地区的信息技术企业创新受其影响的差异,仍是值得探讨的问题。本文将通过理论分析和实证研究深入分析,为科技金融与信息技术企业的融合和创新发展提供新的视角和建议。

2. 理论分析和研究假设

2.1. 科技金融对信息技术企业创新的影响分析

信息技术企业因研发周期长、资金需求量大以及高沉没成本、高风险的特点,往往难以依靠内部资

金支持创新, 因而通过外部融资成为关键路径。融资效应方面, 科技金融可以促进融资渠道拓展, 互联网金融平台等新兴工具也可为企业提供全方位资金支持。通过开发专属信贷产品、搭建科技金融服务平台、推动资源聚合, 科技金融能为企业的不同发展阶段提供资金保障。同时科技创新的正外部性降低了资金搜寻成本, 使资本更易流向高潜力企业。随着科技金融体系的完善, 其将创新的高回报性与金融市场的逐利性结合, 动员社会资金助力研发, 提升企业技术创新能力。非融资效应方面, 科技金融从多维度支持企业创新。设立科技保险机构、发展科技担保公司能有效分散研发风险, 增强企业创新动力。同时科技金融系统涵盖的融资租赁公司、知识产权服务机构、技术转移中心等中介组织的成长, 提供了包括资本、技术、政策、咨询的多维支持。政府亦积极搭建科技金融信息平台, 促进投融资对接, 缓解信息不对称, 并推动科技金融信用体系建设, 鼓励金融机构依据信用报告优化融资决策, 提高了企业研发投资效率。

基于创新理论的视角, 信息技术企业的核心竞争力源于技术突破, 但信息技术企业中小规模企业较多, 融资约束问题显著, 尤其在初创阶段, 高额研发投入和有限的现金流常导致其发展受限, 创新成果的高市场风险进一步增加了不确定性, 可能导致企业研发项目中途夭折。科技金融通过资本的高度聚集, 能够有效结合金融与技术, 实现协同发展。资本的高效配置不仅支持技术创新的实现, 还能带动新一轮资本积累, 为企业创新发展提供强有力的支撑。通过多元化融资方式, 科技金融缓解了研发资金压力, 鼓励企业大胆进行高风险、高回报的技术创新。同时, 科技金融建立的融资渠道和服务体系能精准满足企业需求, 提升资金使用效率。其风险管理机制通过筛选优质创新项目, 帮助投资者分散风险, 增强投资意愿。科技金融不仅可以为科技创新提供资金支持, 还通过金融机构对研发单位的激励机制、管理水平以及资金流向对研发企业进行监管, 从而提高其资金使用效率, 促进科技创新[1]。完善的科技金融体系能够吸引资本和人才, 刺激研发投入, 提升技术创新能力, 形成良性创新循环, 进而助推经济高质量发展。基于此, 本文提出如下假设:

H1: 科技金融对信息技术企业创新具有正向的促进作用。

2.2. 科技金融对信息技术企业创新影响的作用机制分析

企业在研发创新中常面临融资约束, 这一问题对需要高度创新的信息技术企业来说尤为突出。创新活动具有风险高、研发失败概率大、未来收益不确定、周期长的特点。因此, 信息技术企业从创业投资、保险和担保等金融机构获得资金支持的难度较大。且研发投入往往形成无形资产, 缺乏抵押价值, 创新项目评估实际价值难度大, 信息不透明度高, 导致银行和投资者对资金支持的态度更加谨慎。融资约束在一定程度上影响了企业研发投入, 导致企业外部融资比例逐年下降, 内部融资占比逐年上升[2], 而企业的内源性融资又无法支持高昂的研发成本。同时, 由于金融机构等科技金融供给方缺乏对专利价值及前景的专业判断, 难以科学评估企业创新项目, 且国内专利评估体系尚不完善, 方法缺乏统一性与规范性, 企业也可能因技术保护而隐瞒专利信息, 在此情况下, 科技金融资源易被低水平创新项目占用, 进而抑制高水平创新。为向资本市场投资者传递乐观信号并提升竞争优势, 企业还可能通过申请成本较低的非发明专利来增加“创新”成果数量, 进一步导致策略性创新行为的发生。此外, 由于创新活动具有高风险、周期长等特点, 企业通常会减少相关信息披露, 这进一步加剧了企业的融资约束问题[3]。而融资约束会对企业创新产生抑制作用[4], 当融资压力过大时, 企业可能不得不放弃具有潜力的研发项目, 或因资金短缺导致研发中断和研发团队流失, 导致前期技术积累和资金投入付诸东流[5]。

科技金融可以有效地改善这些问题。在不确定性较高的环境中, 科技金融能显著缓解研发资金配置偏差, 优化资源分配效率, 进而促进企业创新。此外, 科技金融各有关机构通过对拟投资项目的全面评估与筛选, 进一步增强了企业创新的提升效果。科技金融机构在投资决策前会对项目的财务状况、创新

成果潜力以及创新能力进行严格审查, 并对资金使用情况细致监督, 以防止资金滥用, 确保创新资金切实用于研发活动[6]。这种全方位的监督机制不仅保障了资金的有效利用, 也为企业创新效率的持续提升提供了有力支持。它通过拓宽融资渠道, 有效缓解投融资双方存在的信息不对称问题, 进一步优化企业风险管理, 降低了融资约束, 显著缓解信息技术企业的资金压力。降低融资约束是确保研发项目持续推进的关键, 可以有效促进企业创新绩效的提升[7]。科技金融整合了政府、金融机构和资本市场等资源, 形成多层次融资网络, 降低了企业的融资约束。政府通过专项基金支持早期创新, 金融机构汇集社会资金为企业提供稳定支持, 资本市场则为企业提供直接融资平台, 帮助其获取所需资金, 推动创新顺利进行。因此, 本文提出如下假设:

H2: 科技金融通过缓解融资约束促进了信息技术企业创新。

2.3. 科技金融对企业创新影响的异质性分析

科技金融与地区经济发展密切相关, 企业创新能力受到内部属性和外部环境的双重影响, 导致科技金融对创新的促进作用存在差异。本文将从企业产权性质和地区差异两个角度分析科技金融对信息技术企业创新影响的异质性。

不同产权性质的企业在融资过程中面临的约束差异显著, 进而影响科技金融的激励效果。国有信息技术企业因其政府背景和政策支持, 获得融资的优势明显, 易出现“赢家通吃”现象。国企在科技专项贷款和创新支持基金的资源配置上更为有利, 且因承担国家技术攻关任务, 更容易吸引政策性资本和社会资本的支持。科技金融通过提供风险投资、专项基金等多元化金融工具, 进一步增强了国企在资金获取上的优势, 促进其开展创新活动, 且国企规模大、信用等级较高, 在融资过程中能享受更多保障, 提升创新动力。基于此, 本文提出如下假设:

H3: 相较于非国有企业, 科技金融对国有信息技术企业创新的促进作用更显著。

我国地域广阔, 地区间发展差异明显, 尤其是在金融资源的分布上, 东部地区经济发展起步早, 金融资源充足, 科技金融发展水平较高, 为企业创新提供了强有力支持。相比之下, 西部地区面临金融资源匮乏和发展滞后的困境, 信息技术企业创新受限。在此背景下, 科技金融的普惠性至关重要, 它能更好满足西部地区企业的需求, 提升资源配置和创新支持的边际效用。基于此, 本文提出以下假设:

H4: 相较于东中部地区, 科技金融对西部地区信息技术企业创新的促进作用更显著。

3. 研究设计

3.1. 模型设定

为研究科技金融对信息技术企业创新的影响, 本文构建模型如下:

$$\text{Patent}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{TF}_{it} + \alpha \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中的变量下标 i 、 t 分别代表个体和年份, Patent_{it} 为被解释变量信息技术企业创新, 表示 i 企业 t 年的企业专利数; 解释变量 TF_{it} 为科技金融指数; Controls_{it} 表示一系列控制变量; μ_i 表示个体固定效应, λ_t 表示时间固定效应; α 为变量系数, ε_{it} 为随机扰动项。

为进一步检验科技金融对企业创新的影响机制, 本文构建中介效应模型如下:

$$\text{SA}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{TF}_{it} + \beta \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \theta_{it} \quad (2)$$

$$\text{Patent}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{TF}_{it} + \gamma_2 \text{SA}_{it} + \gamma \text{Controls}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \phi_{it} \quad (3)$$

模型(2)中系数 β_1 代表科技金融对信息技术企业融资约束的总效应, 若 β_1 为负数且显著, 说明科技金融对信息技术企业的融资约束存在着显著的抑制作用, 可进行模型(3)的检验, 若系数 γ_2 显著, 说明存在缓解

融资约束的中介效应。其次考察系数 γ_1 ， γ_1 是在控制了中介变量融资约束的影响后，科技金融对信息技术企业创新影响的直接效应。若 γ_1 显著，则表明科技金融与企业创新之间存在直接效应，融资约束起到部分中介效应；反之则不存在直接效应，融资约束起到完全中介效应。

3.2. 样本选取与数据来源

考虑到我国科技金融自 2010 年开始进行试点和推广，本文选取了中国内地除西藏外的 30 个省市 2010~2022 年沪深 A 股 860 家信息技术企业作为研究样本，并按以下标准对样本数据进行筛选：① 剔除 ST 和*ST 公司；② 剔除关键变量数据严重缺失的样本；③ 剔除未披露研发人员数和专利数的样本。最终得到 860 家公司的 5981 个样本数据。为消除异常值对结果的干扰，本文对企业层面连续型变量进行了 1%和 99%分位数的缩尾处理。

在数据来源方面，本文研究所用企业财务数据均来自 CSMAR 数据库，企业专利数据来自 CNRDS 数据库，科技金融相关数据来自国家统计局、《中国科技统计年鉴》《中国创业风险投资发展报告》以及 Wind 数据库。

3.3. 变量定义

- 1) 被解释变量：企业创新(Patent)
- 本文将企业发明专利年度获得授权数作为企业创新的衡量指标，鉴于专利授权数据的空值现象和厚尾特征，参考卢现祥等[8]的处理方式，对发明专利授权数加 1 取自然对数进行测度。
- 2) 解释变量：科技金融(TF)
- 本文参考汪淑娟[2]和张玉喜[9]的方法，选取财政科技支出、银行科技贷款、创投管理资本额以及科技型企业股市融资四个指标构建科技金融指数。其中，科技型企业的界定参考房汉廷《上市公司科技板块分析报告(2006)》，在 Wind 中搜集科技型企业融资额，然后根据企业所属省份归类加总计算各省份科技型企业股市融资额。以上四个指标的缺失数据采用趋势递补法进行填补，并采取熵值法确定各指标权重，加权计算获得各省份科技金融指数(TF)。
- 3) 中介变量：融资约束(SA)
- 本文选取 SA 指数来衡量融资约束。SA 指数综合考虑了企业规模、年龄等多个因素，能够更全面地反映企业的融资能力及其约束情况，具有综合性和非线性关系的特点。
- 4) 控制变量
- 为克服遗漏变量的影响，最大程度确保研究结果的准确性和有效性，本文选取公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、销售费用率(Market)、公司成长性(Growth)、第一大股东持股比例(Top1)、企业年龄(Age)、董监高薪酬(Pay)、国内生产总值增长率(RGDP)作为控制变量。变量具体定义如表 1。

Table 1. Variable symbols and definitions
表 1. 变量符号及定义

变量类型	变量名称	变量含义	计算方法
被解释变量	Patent	企业创新	$\ln (\text{企业发明专利授权数} + 1)$
解释变量	TF	科技金融	参考汪淑娟(2021)和张玉喜(2015)的方法，用财政科技支出、银行科技贷款、创投管理资本额以及科技型企业股市融资四个指标运用熵值法进行加权计算。
中介变量	SA	融资约束	$ SA = -0.737 * size + 0.043 * size^2 - 0.040 * age $
控制变量	Size	公司规模	$\ln (\text{总资产})$
	Lev	资产负债率	总资产/总负债

续表

ROA	资产收益率	净利润/总资产平均余额, 总资产平均余额 = (资产合计期末余额 + 资产合计期初余额)/2
Market	销售费用率	(销售费用/营业收入)*100
Growth	公司成长性	(当年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入, 并对其取绝对值
Top1	第一大股东持股比例	第一大股东持股数/总股本
Age	企业年龄	ln (当年年份 - 上市年份 + 1)
Pay	高管薪酬	ln (董事薪酬 + 高级管理人员薪酬 + 1)
RGDP	国内生产总值增长率	(当年国内生产总值 - 上年国内生产总值)/上年国内生产总值

4. 实证结果及分析

4.1. 描述性统计

各变量的描述性统计数据如表 2。企业创新(Patent)均值 1.816, 最大值和最小值分别为 6.690 和 0, 说明一部分信息技术企业没有发明专利, 且各企业间的创新水平存在差异。科技金融(TF)的标准差为 0.197, 最大值远超最小值出现了两极分化, 说明科技金融在各省份存在发展不均衡。融资约束(SA)均值 3.754, 标准差 0.260, 可知信息技术企业普遍存在融资约束问题。其他控制变量也均在合理预期内, 此处不做详细分析。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Patent	5,981	1.816	1.448	0	6.690
TF	5,981	0.283	0.197	0.004	0.668
SA	5,981	3.754	0.260	2.708	4.833
Size	5,981	21.73	1.074	19.68	25.42
Lev	5,981	0.328	0.179	0.019	0.796
Top1	5,981	0.296	0.133	0.069	0.774
ROA	5,981	0.063	0.052	0.001	0.475
Growth	5,981	0.521	0.729	0	6.220
Market	5,981	7.567	7.784	0.179	49.71
Age	5,981	2.634	0.911	1	4.367
Pay	5,981	15.50	0.661	13.30	17.56
RGDP	5,981	0.0881	0.045	-0.053	0.243

4.2. 基准回归

在进行面板回归之前, 本文对样本数据进行了 F 检验和 Hausman 检验确定选取固定效应模型最为合适, 基准回归结果见表 3。所有回归对于个体固定效应和时间固定效应均进行了控制。加入控制变量前, 科技金融(TF)和企业创新(Patent)的回归系数为 0.9179, 且通过了 1%的统计显著性检验。在第(2)列加入

控制变量后，尽管科技金融对信息技术企业创新的系数有小幅下降，但仍在 1%的水平下显著为正，上述结论不变，说明科技金融对信息技术企业创新确有显著促进作用，在科技金融的影响下，各地区信息技术企业的创新能力得到了加强，H1 得以证实。

Table 3. Benchmark regression results
表 3. 基准回归结果

	(1)	(2)
	Patent	Patent
TF	0.9179*** (5.8338)	0.8492*** (5.5137)
Size		0.4924*** (17.7736)
Lev		0.0419 (0.3577)
Top1		0.2214 (1.0718)
ROA		-0.7967*** (-3.5618)
Growth		0.0001 (0.0029)
Market		0.0076** (2.5334)
Age		-0.0205 (-0.6156)
Pay		-0.0093 (-0.2540)
RGDP		-0.1966 (-0.3092)
_cons	1.5562*** (34.1291)	-8.9953*** (-13.3927)
个体固定	控制	控制
时间固定	控制	控制
N	5981	5981
R ²	0.772	0.788

注：***、**、*分别表示 0.01、0.05、0.1 的显著性水平，括号中为标准误，下同。

4.3. 中介效应回归

本文将融资约束作为中介变量，参考温忠麟、叶宝娟[10]的方法进行中介效应回归，表 4 为回归结

果。从第(1)列可知,科技金融对信息技术企业创新的影响在 1%的水平下显著为正,表明科技金融对信息技术企业创新有促进作用,这是融资约束的中介效应检验前提。第(2)列为模型(2)的回归结果,表明科技金融每增加 1 个单位,融资约束将降低 0.478 个单位,说明科技金融可以显著缓解企业融资约束,与钱水土等[11]学者研究保持一致。模型(3)中系数 γ_2 为-0.186,在 1%的水平下显著,说明间接效应显著。系数 γ_1 为 0.848 且在 1%的水平下显著,且 $\beta_1\gamma_2$ 与 γ_1 同号,说明融资约束在科技金融与信息技术企业创新的关系中起到了部分中介效应,传导路径为:科技金融—融资约束—信息技术企业创新, H2 得证。

Table 4. Mediating effect regression results
表 4. 中介效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Patent	SA	Patent
TF	0.8492*** (5.5137)	-0.478*** (-14.06)	0.848*** (5.51)
SA			-0.186*** (-2.80)
Size	0.4924*** (17.7736)	-0.0243*** (-3.43)	0.492*** (17.76)
Lev	0.0419 (0.3577)	-0.0422 (-1.37)	0.0386 (0.33)
Top1	0.2214 (1.0718)	0.0261 (0.49)	0.215 (1.04)
ROA	-0.7967*** (-3.5618)	-0.128** (-2.18)	-0.797*** (-3.56)
Growth	0.0001 (0.0029)	0.0110** (2.25)	0.00118 (0.06)
Market	0.0076** (2.5334)	-0.00269*** (-3.41)	0.00702** (2.32)
Age	-0.0205 (-0.6156)	0.00409 (0.56)	-0.0235 (-0.70)
Pay	-0.0093 (-0.2540)	-0.0173* (-1.91)	-0.00716 (-0.20)
RGDP	-0.1966 (-0.3092)	-0.616*** (-9.39)	-0.200 (-0.32)
_cons	-8.9953*** (-13.3927)	4.758*** (31.70)	-9.443*** (-12.10)
N	5981	5981	5981
R ²	0.788	0.103	0.789

4.4. 异质性分析

Table 5. Heterogeneity regression results
表 5. 异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国企	非国企	东部	中部	西部
	Patent	Patent	Patent	Patent	Patent
TF	1.6493*** (5.4378)	0.6218*** (3.4242)	0.7825*** (4.4685)	0.3349 (0.1623)	8.4861*** (2.9469)
Size	0.6866*** (11.8839)	0.4389*** (13.6435)	0.5254*** (17.2626)	0.3681*** (4.1519)	0.2491** (1.9985)
Lev	-0.7367*** (-2.8659)	0.2423* (1.8277)	0.0153 (0.1174)	-0.1655 (-0.5051)	0.2724 (0.5317)
Top1	0.5709 (1.3197)	-0.0946 (-0.3818)	0.2786 (1.2170)	-2.2094*** (-3.2016)	2.3119** (2.5115)
ROA	0.2156 (0.3576)	-0.9738*** (-4.0002)	-0.6982*** (-2.8480)	-1.2358* (-1.8366)	-1.0254 (-1.0073)
Growth	0.0523 (1.5570)	-0.0195 (-0.8800)	0.0017 (0.0791)	-0.0372 (-0.7390)	0.0597 (0.8559)
Market	0.0315*** (2.7561)	0.0059* (1.8664)	0.0061* (1.8651)	0.0264*** (2.7319)	0.0058 (0.4417)
Age	0.1038 (1.2209)	-0.0109 (-0.2740)	-0.0558 (-1.5214)	0.0886 (0.8470)	0.1856 (1.2026)
Pay	-0.0325 (-0.4627)	0.0288 (0.6644)	0.0044 (0.1112)	-0.0842 (-0.6224)	0.1756 (0.8412)
RGDP	0.5556 (0.4974)	-0.5592 (-0.7279)	-0.0316 (-0.0349)	-0.6762 (-0.5107)	-0.7535 (-0.3078)
_cons	-14.8610*** (-9.8112)	-6.5226*** (-7.5048)	-11.0920*** (-13.9179)	-5.7064*** (-2.6890)	-8.5768** (-2.4932)
个体固定	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制
N	1092	4889	5035	636	310
R ²	0.862	0.753	0.789	0.832	0.749

(1) 产权性质异质性

本文依据企业产权性质对样本进行划分,开展分组检验,结果如表 5 中的列(1)、(2)所示,国企和非国企的科技金融系数均显著为正,但国企的回归系数更大,说明科技金融对于国有信息技术企业创新影响相较于非国有企业更为显著。这可能是由于国有企业基于其产权性质,天生具有一定优势,对科技金融资源的利用更加高效,因而作用效果也更为显著,假设 H3 得到验证。

(2) 地区异质性

由于我国地区建设差异较大,存在着明显的金融资源集聚现象,本文参考陈振权等[12]学者的研究,

将原始样本划分为东、中、西部三个子样本, 回归结果如表 5 的列(3)、(4)和(5)。由回归结果来看, 科技金融在东部地区和西部地区均发挥了显著促进作用, 且西部地区的影响系数是东部地区的 10 倍之多, 表明科技金融对西部地区信息技术企业创新的作用尤为显著。这可能是因为西部大开发战略及相关优惠政策的实施, 使得该地区科技创新和金融发展受到更多政策倾斜, 带动了企业专利申请热情。由于西部地区经济基础较弱, 创新资源较为稀缺, 其对政策支持和科技金融的依赖性更高, 因而科技金融的介入对该地区企业创新能力的提升产生了显著影响, 验证了假设 H4。

4.5. 稳健性检验

Table 6. Robustness test results
表 6. 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Patent_total	Patent	Patent
TF	0.7151*** (4.7543)	1.0024*** (5.3676)	0.8492*** (5.9728)
Size	0.5490*** (20.2911)	0.3899*** (11.1359)	0.4924*** (19.2533)
Lev	0.5468*** (4.7751)	0.1183 (0.7976)	0.0419 (0.3875)
Top1	0.5370*** (2.6623)	0.2713 (1.0061)	0.2214 (1.1610)
ROA	-0.9631*** (-4.4091)	-0.5995** (-2.1776)	-0.7967*** (-3.8584)
Growth	-0.0035 (-0.1894)	0.0206 (0.9202)	0.0001 (0.0032)
Market	0.0081*** (2.7540)	0.0056 (1.4284)	0.0076*** (2.7443)
Age	0.0746** (2.2890)	-0.0785* (-1.7777)	-0.0205 (-0.6669)
Pay	-0.0448 (-1.2535)	-0.0044 (-0.0946)	-0.0093 (-0.2752)
RGDP	-0.2886 (-0.4648)	0.3517 (0.4333)	-0.1966 (-0.3350)
_cons	-8.9923*** (-13.7095)	-6.9104*** (-8.2205)	-10.1871*** (-15.0277)
个体固定	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制
N	5981	3660	5981
R ²	0.832	0.801	\

为检验回归结果的稳健性, 本文采用替换被解释变量、排除特殊事件和更换回归模型的方法进行稳健性检验, 检验结果如表 6。列(1)为替换被解释变量的结果, 本文参考黄先海、卿陶[13]的方法, 采用企

业专利授权总数(Patent_total)加一取对数作为解释变量重新进行回归。列(2)为排除特殊事件的结果,考虑到本文研究区间为 2010~2022 年,由于 2020~2022 年全球爆发了新冠疫情,企业运营和创新行为可能因此受到重大影响,因而更改样本区间为 2010~2019 年重新进行检验。列(3)为更换回归模型的结果,本文被解释变量信息技术企业创新使用企业发明专利授权数加一后的对数值进行衡量,具有零值堆积和正值连续分布共存的混合特征,因而更换回归模型为 Tobit 模型进行检验。稳健性检验结果中的回归系数符号及显著性均与前文保持一致,实证结果稳健可靠。

4.6. 内生性检验

Table 7. The results of the endogeneity test for lagged explanatory variables

表 7. 解释变量滞后的内生性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Patent	Patent	Patent
TF	0.8492*** (5.5137)		
L.TF		0.7674*** (4.6505)	
L2.TF			0.6113*** (3.3868)
Size	0.4924*** (17.7736)	0.5071*** (16.7780)	0.5153*** (15.3953)
Lev	0.0419 (0.3577)	-0.0087 (-0.0684)	-0.0708 (-0.5066)
TOP	0.2214 (1.0718)	0.2543 (1.1420)	0.2188 (0.8966)
ROA	-0.7967*** (-3.5618)	-0.6730*** (-2.9100)	-0.6073** (-2.5083)
Growth	0.0001 (0.0029)	-0.0059 (-0.2897)	-0.0027 (-0.1254)
Market	0.0076** (2.5334)	0.0061* (1.8919)	0.0055 (1.5621)
Age	-0.0205 (-0.6156)	-0.0556 (-0.9746)	-0.0187 (-0.2157)
Pay	-0.0093 (-0.2540)	0.0109 (0.2754)	0.0247 (0.5806)
RGDP	-0.1966 (-0.3092)	0.0219 (0.0319)	-0.2117 (-0.2717)
_cons	-8.9953*** (-13.3927)	-9.4331*** (-12.7077)	-9.7944*** (-11.6531)
个体固定	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制
N	5981	5118	4334
adj. R ²	0.752	0.757	0.763

考虑到科技金融对信息技术企业创新影响的内生性问题, 为进一步减少估计中的偏误, 本文取解释变量滞后一期与滞后二期的值进行回归并运用工具变量法进行内生性检验, 以降低内生性带来的影响。

表 7 的第(1)、(2)、(3)列分别为解释变量未进行滞后时、滞后一期、滞后二期的回归结果, 进行滞后处理后的回归结果仍在 1%的水平下显著为正, 与前文结论一致。

本文参考吕朝凤、黄海波[14]的研究, 将地区信任水平(Trust)作为科技金融的工具变量, 运用两阶段最小二乘法进行回归分析, 表 8 为工具变量法的检验结果, 科技金融对信息技术企业创新的促进作用在 1%的显著性水平下仍成立, 且回归系数较基准回归有所提高, 说明工具变量对模型结果具有放大效应。

Table 8. Results of the instrumental variable method endogeneity test
表 8. 工具变量法内生性检验结果

VARIABLES	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	TF	Patent
TF		1.041*** (0.349)
Trust	0.157*** (0.0192)	
Size	0.00504 (0.00600)	0.491*** (0.0630)
Lev	0.0147 (0.0204)	0.0410 (0.200)
TOP1	-0.0176 (0.0455)	0.223 (0.507)
ROA	-0.00151 (0.0264)	-0.800*** (0.295)
Growth	-0.00213 (0.00226)	0.000265 (0.0251)
Market	-0.000315 (0.000585)	0.00770 (0.00660)
Age	0.0183*** (0.00583)	-0.0242 (0.0515)
Pay	-0.0149** (0.00680)	-0.00643 (0.0569)
RGDP	0.546*** (0.0632)	-0.296 (0.757)
Observations	5,904	5,904
R ²		0.079
Kleibergen-Paap rk LM statistic		5.364
Cragg-Donald Wald F statistic		536.553
Hansen J statistic		0.000

注: Kleibergen-Paap rk LM statistic 为不可识别检验; Cragg-Donald Wald F statistic 为弱工具变量检验。

5. 研究结论与对策建议

5.1. 研究结论

本文运用 2010~2022 年我国 A 股信息技术上市公司数据建立双向固定效应模型, 深入研究了科技金融对信息技术企业创新的影响, 并进行了中介效应回归和异质性分析。研究结果表明: 科技金融对信息技术企业创新具有显著的正向影响, 科技金融水平越高, 信息技术企业创新能力越强, 同时融资约束在这一过程中起到了部分中介效应。此外, 科技金融对信息技术企业创新的影响在不同产权性质、不同地区的企业间存在差异。从企业产权性质来看, 科技金融对国有信息技术企业创新的激励作用相较非国有企业更强; 从地区来看, 科技金融对西部地区信息技术企业创新的作用效果相较于东中部地区的促进作用更为显著。

5.2. 对策建议

(1) 加大政策支持力度。推动科技金融与信息技术企业的结合, 对于提升企业创新能力, 促进经济转型有至关重要的作用。政府应加大对信息技术领域的专项政策支持, 设立针对信息技术企业的科技金融基金, 通过风险投资、股权投资等方式, 为处于研发阶段的企业提供必要的资金支持, 帮助其克服融资困难, 进一步缓解企业融资约束问题。

(2) 优化融资环境, 降低企业融资门槛。政府应不断优化金融环境, 简化信息技术企业的融资流程。许多企业在融资时面临较高门槛, 若能鼓励金融机构在评估时更多考虑企业的技术潜力和市场前景, 而不仅依赖于传统的财务指标, 将有助于提升企业的融资成功率。同时金融机构可以推出科技信贷、创新型金融产品等多样化的融资方式, 有效满足信息技术企业的资金需求。

(3) 推动科技与金融的深度融合。建立信息技术企业的科技金融服务平台, 为企业提供一站式支持, 服务平台可以集成各类金融资源, 从融资到市场推广、技术支持等为企业提供全面帮助。同时, 政府应鼓励金融机构与科技企业、高校和科研机构之间开展深度合作, 构建良性的创新生态系统, 推动技术成果的转化与应用, 加速信息技术企业的创新进程。

(4) 关注企业特性, 考虑区域差异, 精准提供服务支持。根据企业特性和区域差异精准制定政策, 提高服务针对性。针对非国有企业, 制定灵活高效的金融政策, 缓解融资限制, 拓宽创新资源获取渠道, 政府可适度放宽融资管制, 加大扶持力度, 提升政策覆盖面。同时还应关注中西部地区信息技术企业需求, 通过设立专项资金、推出创新型信贷产品等提供资金保障, 减轻其融资压力。政府还可推动区域间的协作机制, 促进发达地区与欠发达地区企业的技术和资源共享, 促进经济协同发展。此外, 还可建立科技金融示范区, 探索适应不同区域的发展模式, 提供可复制经验, 助力信息技术企业的创新发展。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] Hall, B.H. and Lerner, J. (2010) The Financing of R&D and Innovation. In: *Handbook of the Economics of Innovation*, Elsevier, 609-639. [https://doi.org/10.1016/s0169-7218\(10\)01014-2](https://doi.org/10.1016/s0169-7218(10)01014-2)
- [4] 曾元, 陈小军, 黄安强. 融资约束与企业创新: 基于面板数据模型的实证分析[J]. 管理评论, 2024, 36(11): 110-118.
- [5] 任曙明, 吕镠. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 2014(11): 10-23+187.
- [6] 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.

- [7] 李波, 朱太辉. 银行价格竞争、融资约束与企业研发投入——基于“中介效应”模型的实证研究[J]. 金融研究, 2020(7): 134-152.
- [8] 卢现祥, 王素素, 卢哲凡. 研发投入结构是否影响企业创新能力? [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(5): 39-52.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 钱水土, 张宇. 科技金融发展对企业研发投入的影响研究[J]. 科学学研究, 2017, 35(9): 1320-1325.
- [12] 陈振权, 田何志, 吴非. 科技金融发展促进了企业数字化技术应用吗?——基于“科技和金融结合试点”政策的准自然实验[J]. 现代管理科学, 2022(1): 97-105.
- [13] 黄先海, 卿陶. 知识产权保护、贸易成本与出口企业创新[J]. 国际贸易问题, 2021(7): 21-36.
- [14] 吕朝凤, 黄梅波. 金融发展能够影响 FDI 的区位选择吗[J]. 金融研究, 2018(8): 137-154.