

基于个体固定效应模型对于影子银行在数字普惠金融促进科创企业创新过程中调节机制的分析

戈园婧, 刘 鑫

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年9月9日; 录用日期: 2024年10月24日; 发布日期: 2025年1月10日

摘 要

本文利用滞后一期的数字普惠金融指数与2019~2021年中国科创板上市企业的专利数据进行匹配, 使用固定效应模型, 考察了数字普惠金融对科创板企业技术创新的影响作用, 并深入探究了其中地区影子银行发展程度所起到的调节效应。研究发现: 数字普惠金融对于科创板企业技术创新具有显著的促进作用; 地区影子银行发展程度对于二者关系具有正向调节效应, 影子银行发展缓解科创板企业融资约束的正向作用要高于其可能存在的错误资金导向作用; 在影子银行发展的正向调节作用下, 数字普惠金融的覆盖广度在促进科创板企业的技术创新方面具有更好的效果; 进一步异质性分析发现, 在战略层面上对人工智能关注程度较低的科创板企业所受到的数字普惠金融促进效应要更为显著, 即非热门领域科创板企业比备受关注的科创板企业具有更少的融资渠道, 因此从数字普惠金融中受益更多。结果表明: 政府应引导数字普惠金融与科技创新型企业深度融合、鼓励金融机构提升非热门领域的融资服务水平, 并优化对影子银行的监管政策, 提升资本市场资源配置效率, 以促进科技创新和经济高质量发展。

关键词

数字普惠金融, 科创板企业, 影子银行, 人工智能, 金融监管

An Analysis of the Regulation Mechanism of Shadow Banking in the Process of Digital Inclusive Finance for Innovation in Promoting STAR Market Companies Based on the Individual Fixed-Effect Model

Yuanjing Ge, Chu Liu

文章引用: 戈园婧, 刘鑫. 基于个体固定效应模型对于影子银行在数字普惠金融促进科创企业创新过程中调节机制的分析[J]. 理论数学, 2025, 15(1): 47-62. DOI: 10.12677/pm.2025.151006

Abstract

Using the lagged one-period digital inclusive finance index and patent data of Chinese STAR Market listed companies from 2019 to 2021, this study employs a fixed-effect model to examine the impact of digital inclusive finance on technological innovation in STAR Market companies. Additionally, it delves into the moderating effect of regional shadow banking development. The findings reveal that digital inclusive finance significantly promotes technological innovation in STAR Market companies. Furthermore, the development of regional shadow banking positively moderates this relationship, with the mitigating effect on financing constraints outweighing any potential misallocation of funds. Under the positive moderating influence of shadow banking development, the breadth of digital inclusive finance demonstrates a more substantial effect in promoting technological innovation in STAR Market companies. Further heterogeneity analysis indicates that the promoting effect of digital inclusive finance is more pronounced for STAR Market companies with a lower attention on artificial intelligence at the strategic level, suggesting that STAR Market companies in less popular fields benefit more from digital inclusive finance due to fewer financing channels than STAR Market companies with a high attention. The results suggest that the government should guide the deep integration of digital inclusive finance with technology-innovative enterprises, encourage financial institutions to enhance financing services in less popular fields, and moderately relax the stringent regulation on shadow banking to improve the efficiency of resource allocation in capital markets, thereby promoting technological innovation and high-quality economic development.

Keywords

Digital Inclusive Finance, STAR Market Companies, Shadow Banking, Artificial Intelligence, Financial Regulation

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

科技创新对于经济发展至关重要, 其中高效且低成本的金融支持尤为关键[1]。企业在进行技术创新活动时, 需要面对大量的投资[2]、高昂的沉没成本以及不确定性[3]。此外, 内在的信息不对称可能会导致逆向选择和道德风险, 给技术创新过程带来额外的挑战。传统金融机构和市场往往存在着信贷资源分配不均的情况, 这限制了企业技术创新活动的开展[4]。特别是对于科技创新型企业而言, 它们对技术创新的依赖性极高, 因此也需要大量的研发资金。然而, 仅仅依靠政府的财政支持往往难以满足其融资需求[5], 融资约束成为影响科技创新型企业技术创新的核心因素之一。数字普惠金融作为金融科技与传统金融的有机结合, 具有“技术溢出效应”和“竞争效应”, 在为传统金融机构带来竞争压力的同时, 也带来了发展和变革的机遇[6]。因此, 建立更为高效和包容的金融体系, 提升数字普惠金融发展水平, 为科技创新型企业提供更多元化、灵活性强的融资渠道, 将有助于提高社会整体的科技创新活跃度。

国内外学者的研究指出, 数字普惠金融可以有效降低传统金融中存在的信息不对称和高昂的交易成

本[7],从而更好地支持科技创新型企业寻求技术创新。通过数字普惠金融,企业可以更容易地获得资金支持,使得融资更加直接和有效。这种金融模式的出现为各类企业提供了更多元化的融资渠道。特别是对于科技创新型企业而言,传统的信贷模式在面对该类企业时缺乏更加有效的风险测算模型,因此导致融资效率低下。而数字普惠金融正好可以弥补这种缺失,它可以为这些企业提供更便捷的融资途径,从而在技术创新方面发挥正向的推动作用[8]。美国 Prosper 借贷平台的数据显示,数字普惠金融有助于降低交易双方的信息沟通成本,提高金融服务水平,从而刺激企业的持续技术创新发展[9]。金融机构利用数字普惠金融技术可以低成本地处理海量企业信息,通过分析师反馈评估技术创新项目及其潜在回报[10],降低机构与企业之间的信息不对称程度[11],从而提高技术创新项目的筛选效率[12]。数字普惠金融的发展不仅可以提高企业的信贷可得性,促进企业的技术创新活动,而且金融资源水平对其影响愈发显著[13]。数字普惠金融的发展对技术创新具有明显的助推作用,无论是在城市层面还是企业层面[14]。此外,数字普惠金融的发展还能够促进探索式和利用式技术创新的协同效应,避免了这两种技术创新模式对企业资源的争夺,进而推动了企业整体技术创新水平的提升[15]。

影子银行目前仍是我国金融市场的重要组成部分,其庞大的体量可能会对数字普惠金融和科创板企业技术创新之间的关系产生影响。影子银行体系以其监管套利的本质而闻名,其产品和组织结构不断改变,但并不会轻易消失,而是与传统金融体系长期共存[16]。中国银保监会政策研究局在 2020 年发布的报告中提出了界定影子银行的一些重要标准,所有游离于银行监管体系之外的各类存贷业务,都可称之为影子银行。根据 2023 年穆迪发布的《中国影子银行监测报告》显示,尽管中国影子银行规模持续收缩,但仍占到名义 GDP 的 41.6%,依然是金融市场的重要组成部分。因此,对影子银行的监管和治理仍然是金融监管部门和相关研究机构需要关注的重要议题。

从影子银行发展程度出发研究数字普惠金融与企业技术创新关系的文献并不多见,相关研究更多集中于影子银行对于影响企业技术创新因素的研究。有研究发现,影子银行发展程度高有利于扩宽企业的融资渠道、增大企业的融资金额[17];有利于促进社会整体的实业投资意愿[18];也有一些研究表明,国有控股占主导地位的企业参与影子银行活动可能会对其未来一年的技术创新投入造成挤出效应[19];影子银行发展程度高对于中小企业的研发投入具有负向作用[20]。

综上所述,国内外的学者在数字普惠金融与企业技术创新这个研究领域内,对于不同规模的企业技术创新、不同类型的企业技术创新,以及各种中介机理以及调节效应等影响机制展开了多层次的深入研究。而在该领域内针对于影子银行发展作用机制的研究非常少见,相关结论并没有达成一致,并且缺少关于影子银行发展程度对于数字普惠金融与企业技术创新关系的调节效应研究。因此,本文主要从三个方面进行了深入研究:首先探究了数字普惠金融发展与中国科创板上市公司技术创新绩效之间的总体关系;其次引入上市公司所在地区影子银行发展程度作为调节变量,检验影子银行发展可能存在的调节效应,并且进一步深入探究了该调节效应在数字普惠金融覆盖广度与使用深度层面是否存在差异;最后从企业战略层面探究了对于人工智能关注度不同的科创板企业可能存在的异质性结果。

本研究的边际贡献主要体现在以下三个方面:1) 本研究探讨了地区影子银行发展程度在数字普惠金融对于科创板企业技术创新这一影响过程中所发挥的调节作用,从地区经济差异视角扩展了该领域的机制研究。2) 深入分析了在影子银行的调节效应下,数字普惠金融覆盖广度与使用深度影响科创板企业技术创新的效果差异。3) 本研究还从企业人工智能关注程度的角度进行异质性分析,深入探讨了数字普惠金融对于科创板企业技术创新影响的内部差异,扩展了该研究领域的异质性分析视角:过去的研究主要从产权性质、企业规模、东西部地区、地区经济发展水平等层面进行异质性分析,本研究考虑到科创板企业的特点,从企业战略层面出发,结合当下科创热点人工智能技术,提出从企业对人工智能关注程度进行异质性分析。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字普惠金融与科创板企业技术创新

科技创新型企业在进行技术创新活动时常常面临着研发资金的约束以及市场热点的影响, 这可能导致技术创新计划的搁置和失败。特别是在融资方面, 这类企业往往受到较大的影响, 一旦遇到融资困境, 通常会寄希望于外部金融机构的支持[21]。然而, 国内的融资方式主要为银行提供的间接融资, 银行对于风险较高且收益无法准确预测的技术创新活动提供信贷支持的态度相对保守, 这不利于企业的技术创新[22]。为了扭转这一局面, 中国政府积极推动金融领域的改革和技术创新, 鼓励数字技术与传统金融行业的深度融合, 以促进数字普惠金融的发展。这一举措有助于为科技创新型企业提供更为多元、灵活的融资途径, 从而推动科技创新活动的持续推进, 并推动经济高质量发展[23]。

数字普惠金融对传统银行等金融机构的变革性影响, 优化了资本市场的结构, 为科技创新型企业提供了更为良好的金融环境[24]。通过数字普惠金融, 科技创新型企业的融资渠道得到拓宽, 融资可得性得到提高, 从而缓解了融资约束的问题[25]。这种数字技术创新为金融服务的广度和深度拓展了新的可能性, 更好地为科技创新型企业提供资金服务, 提升了资金使用效率[26]。另外, 数字普惠金融帮助缓解了金融机构与企业之间的信息不对称问题, 降低了风险评估和交易成本, 同时企业对获取的大量内外部信息进行数据分析能够加强对未来经营预期的预测[27], 进而促进了有针对性的技术创新。作为一种新的商业模式, 数字普惠金融催生了新的业态和模式, 推动了企业产品的升级和服务品质的改善, 共同促进了科技创新型企业的技术创新活动[28]。

综上所述, 数字普惠金融对于科创板企业技术创新关系的影响机制如图 1 所示, 基于此, 本研究提出以下假设:

H1: 数字普惠金融对于科创板企业技术创新具有显著的正向作用。

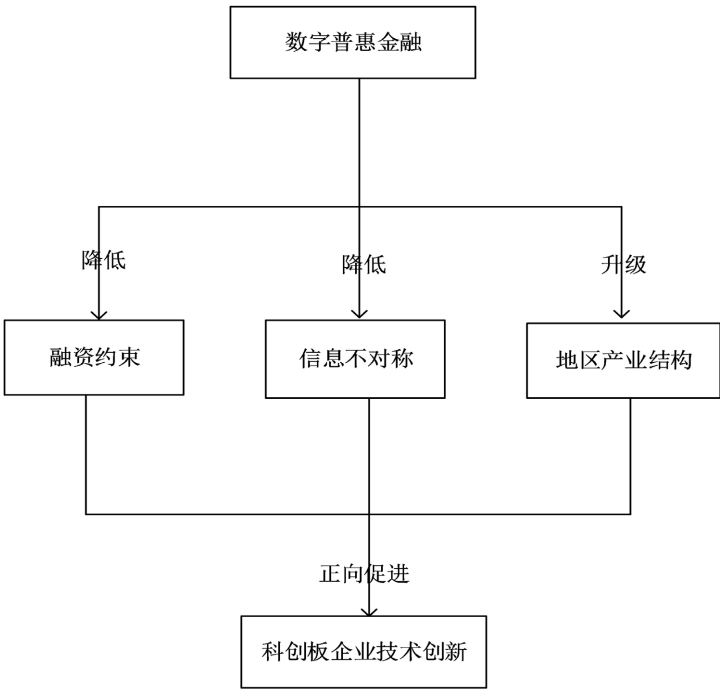


Figure 1. Impact mechanism of digital inclusive finance on technological innovation in STAR Market companies
图 1. 数字普惠金融对科创板企业技术创新的影响机制

2.2. 影子银行发展程度的调节机制分析

虽然数字普惠金融理论上基于互联网技术，可以超越地域限制，但其本质仍归属于金融领域，其运行发展仍然受实体经济和传统金融体系的影响与限制[29]。地区影子银行发展程度作为影响地区金融环境与经济发展的重要因素，无疑会对数字普惠金融与科创板企业技术创新之间的影响关系产生调节效应。

一些研究表明，影子银行的兴起扩展了企业的融资渠道，并增加了它们的融资规模[17]，从而在一定程度上减轻了企业的融资约束[30]，且有助于推动企业的实业投资[18]。随着数字普惠金融的进一步发展，这些拥有更多样经营方式和宽松放贷条件的影子银行可能会获得更大的资金来源，从而使得数字普惠金融的影响效应得到进一步提高，进一步让科创板型企业拥有更多的筹资机会、更大的投资金额、更高的投资效率，对技术创新产生正向调节作用，具体传导机制如图 2 所示，故而提出以下假设：

H2a：地区影子银行发展程度在数字普惠金融与科创板企业技术创新之间存在正向调节效应。

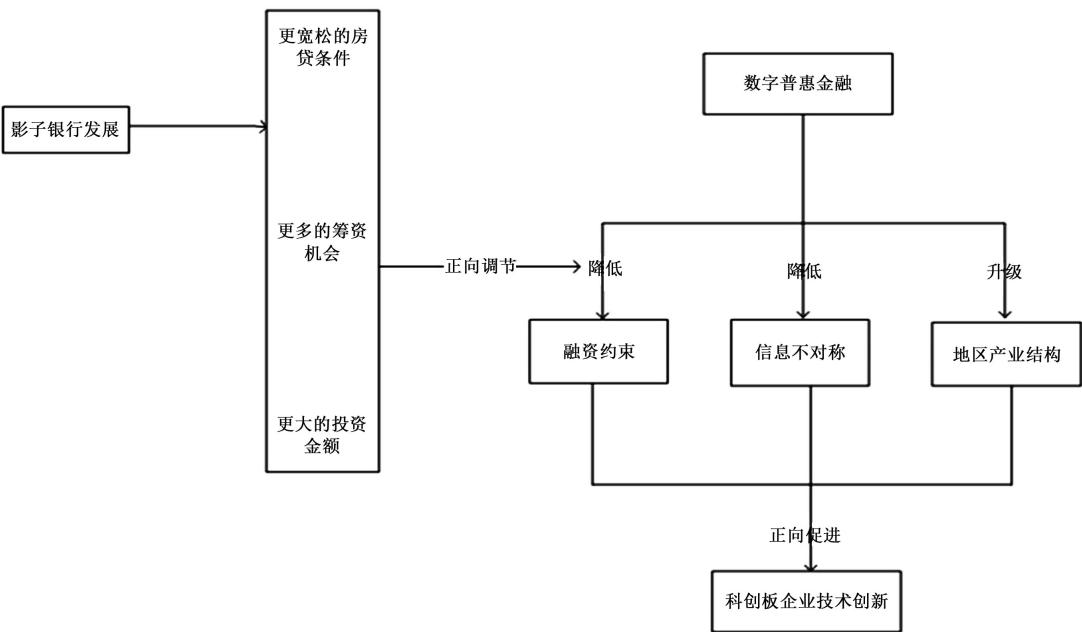


Figure 2. Positive regulatory role of shadow banking
图 2. 影子银行的正向调节作用

然而，有学者针对影子银行资金流向进行研究后发现，影子银行可能存在错误的资金导向作用，即可能使资金流向违规及国家宏观调控中的限制性行业，例如高利贷与房地产[31]或者回流影子银行体系空转，造成社会福利净损失[32]。还有相关研究在详细分析各种影子银行业务对中小型企业融资影响时指出，影子银行提供的小额短期贷款并不能充分满足中小企业在长期且资金量较大的研发投资方面的需求，并且导致中小企业投资的主业偏离度提高[33]。地区影子银行发展程度过高会导致其资金稳定度较低[34]，随着数字普惠金融的进一步发展，更多流入企业的资金可能只能用于企业“借新换旧”的流动性偿付[20]，也可能导致资金进一步流向房地产企业和各类金融理财产品[35]，使得科创板企业技术创新更加缺少资金，从而具有负向调节作用，其具体传导机制如图 3 所示。影子银行错误的资金导向作用在过去的研究中存在于中小型企业与国有企业之中[19][33]，不能排除其存在于科创板企业中的可能性，因此本研究提出以下竞争假设：

H2b：地区影子银行发展程度在数字普惠金融与科创板企业技术创新之间存在负向调节效应。

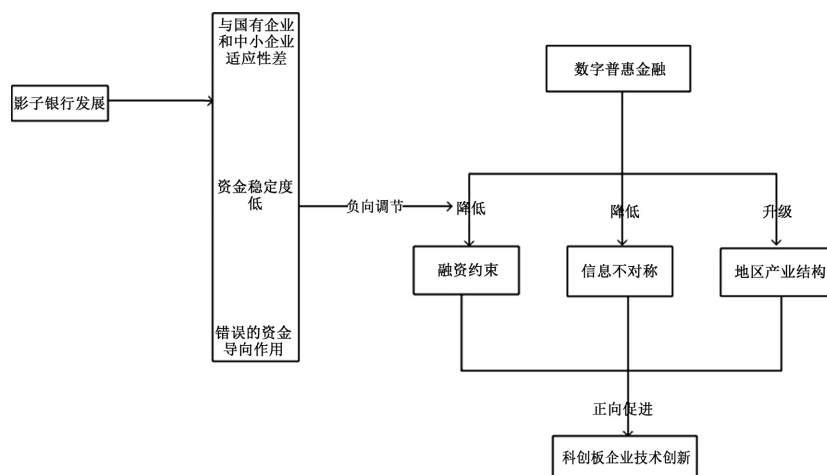


Figure 3. Negative regulatory role of shadow banking

图 3. 影子银行的负向调节作用

2.3. 人工智能关注程度的异质性分析

本文从科创板企业的发展战略角度出发, 结合科创领域的当下热点, 创新性地从企业人工智能关注程度视角对数字普惠金融与科创板企业技术创新之间的影响效应进行异质性分析。

一方面, 首先在战略层面对人工智能关注度较高的科创板企业可能拥有更加强大的信息获取能力, 此类企业在信息时代下能够获取更多的前沿信息, 因此也更容易接触到数字普惠金融, 从而获得数字普惠金融的支持; 其次, 在战略上更关注人工智能的企业可能拥有更高的技术创新意愿, 数字普惠金融作为技术创新性金融产品具有一定的技术创新性的同时, 也存在一定风险, 因此一般的企业不一定愿意获取此类服务, 而对人工智能关注度高的企业具有更高的技术创新意愿, 更愿意接受技术创新性的金融产品, 因而更可能获取相关金融服务, 故而数字普惠金融对于技术创新的影响在这类企业之中可能更为显著。具体影响机制如图 4 所示, 故而提出以下假设:

H3a: 数字普惠金融对于人工智能关注程度高的科创板企业的技术创新具有更加显著的影响。

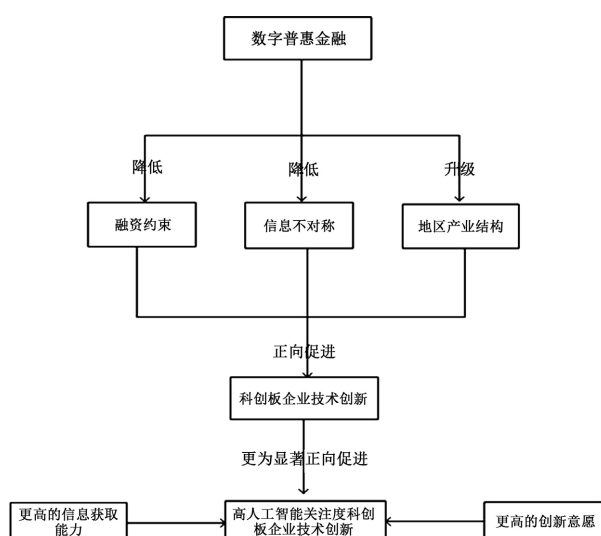


Figure 4. Impact of digital inclusive finance on technological innovation in STAR Market companies with high attention to AI

图 4. 数字普惠金融对高人工智能关注度科创板企业技术创新的影响

另一方面, 首先在战略层面对人工智能关注度较低的企业具有更大的技术创新空间以及更小的竞争压力, 高人工智能关注度的科创板企业本身可能已经具有较高的技术创新水平, 并且在科创热点下技术创新的竞争压力更大, 因此面临的技术创新难度更大, 相对而言, 对人工智能关注度较低的科创板企业可能拥有更大的技术创新空间, 同时还有更小的竞争压力, 因此数字普惠金融对此类企业的技术创新性影响可能更为显著; 其次, 从融资约束层面考虑, 低人工智能关注度的科创板企业受到的融资支持远远少于高人工智能关注度的科创板企业, 对人工智能关注度高的企业在投资风口与国家重点战略的双重支持下, 可能已经拥有足够多的融资渠道与研发资金, 而关注其他领域的科创板企业可能相对拥有更高的融资需求, 因此数字普惠金融对于低人工智能关注的科创板企业的技术创新可能具有更为显著的促进作用。具体影响机制如图 5 所示, 故而提出以下竞争假设:

H3b: 数字普惠金融对于人工智能关注程度低的科创板企业的技术创新具有更加显著的影响。

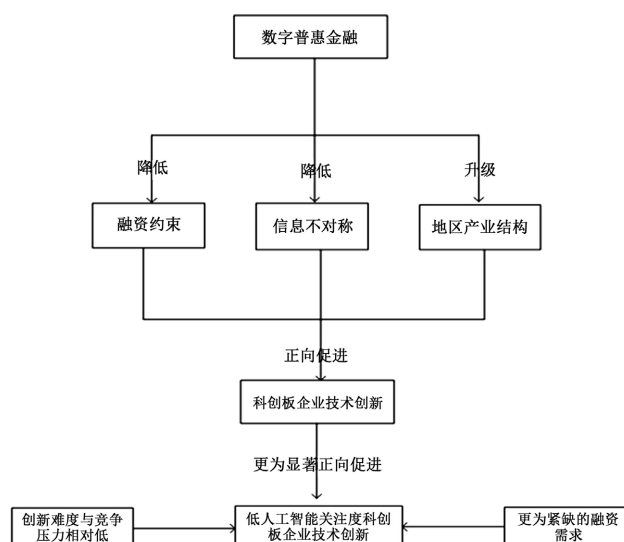


Figure 5. Impact of digital inclusive finance on technological innovation in STAR Market companies with low attention to AI
图 5. 数字普惠金融对低人工智能关注度科创板企业技术创新的影响

3. 研究设计

3.1. 数据来源

中国证监会在 2019 年 1 月 30 日发布的《关于在上海证券交易所设立科创板并试点注册制的实施意见》中强调在上交所新设科创板, 坚持面向世界科技前沿、面向经济主战场、面向国家重大需求, 主要服务于符合国家战略、突破关键核心技术、市场认可度高的科技创新企业。因此, 本研究以 A 股科创板上市公司作为中国科技创新型企业的代表, 即本文的研究对象, 并利用多种数据来源进行分析。基础数据来源包括国泰安数据库、北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数, 以及中国人民银行调查统计司提供的社会融资规模相关数据。数字普惠金融指数仅提供了 2011 年至 2020 年的数据, 且科创板公司企业专利数量的数据统计起始于 2019 年, 故而可供研究的科创板公司数据时间区间为 2019~2021 年, 对于公司层面的专利数据与控制变量, 本文使用股票代码与统计年份进行匹配, 对于宏观层面的数字普惠金融指数与影子银行发展程度, 本文使用企业所在省份与统计年份进行匹配, 为确保研究结果的可靠性, 本研究进行各项数据匹配后剔除了重要数据为空的样本观测值, 最终得到了 369 家科创板样本企业, 共计 608 个观测值。

3.2. 变量描述

1) 被解释变量: 科创板企业技术创新(T)

企业技术创新的度量通常采用两种主要方法:一种是从资源投入的角度,使用研发投入作为指标[36],另一种是从成果产出的角度,以企业专利申请数量作为度量标准[37]。相对于研发投入,专利申请数量更能衡量企业的技术创新能力[38],故而本文选用 2019~2021 年的 A 股科创板企业专利申请总数来衡量科创板企业技术创新,记作 T 。在稳健性检验中使用科创板企业研发投入取自然对数(P)来衡量科创板企业技术创新。

2) 解释变量: 数字普惠金融指数(D)

数字普惠金融指数(D)选用北京大学数字金融研究中心编制的“北京大学数字普惠金融指数”,该指数较为准确地描述了中国各省份的数字普惠金融发展现状,因此为相关研究提供了便利,并已被广泛使用[39]。为了评估数字普惠金融对企业技术创新的影响,考虑到影响需要一定的时间积累,并且存在着反向因果问题,本研究选择了 2018~2020 年的数字普惠金融指数作为核心解释变量,研究其对 2019 年至 2021 年企业技术创新的影响。

3) 调节变量: 地区影子银行发展程度(B)

借鉴影子银行相关研究的做法[17]-[19],在本研究中,地区影子银行的发展水平被设定为“(地区委托贷款的增加量 + 地区信托贷款的增加量 + 地区未贴现银行承兑汇票的增加量)/地区社会融资规模总增加量”所得,记作 B 。

4) 控制变量

根据企业技术创新相关研究的做法[5] [13]-[15],控制变量主要需要考虑企业财务状况以及企业管理状况等因素,本文基于现有文献选择了企业规模(S)、企业成长性(G)、资产回报率(R)、资产负债比率(L)、固定资产比例(F),以及股权集中度(E)等六个控制变量。

各变量定义如表 1 所示。

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	度量方法
解释变量	D	数字普惠金融	滞后一期的北京大学数字普惠金融指数
被解释变量	T	科创板企业技术创新	科创板企业专利申请总数
调节变量	B	影子银行发展程度	(委托贷款增量 + 信托贷款增量 + 未贴现银行票据增量)/社会融资规模总额增量
控制变量	S	企业规模	总资产取自然对数
	G	企业成长性	托宾Q (市值/资产总计)
	R	资产回报率	R (净利润/资产总额)
	L	资产负债比率	总负债/总资产
	F	固定资产比例	固定资产净额/资产总计
	E	股权集中度	最大股东持股比例

3.3. 实证模型构建

设置科创板企业技术创新与数字普惠金融之间的基准回归模型。本文借鉴相关已有研究,设定以下固定效应模型:

$$T_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it-1} + \beta_2 C_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

如(1)所示, 变量下标 i 、 t 分别表示企业和年份。被解释变量 T_{it} 代表科创板企业 i 在 t 年的专利申请总数; 解释变量 D_{it-1} 代表企业 i 所在地区 $t-1$ 年数字普惠金融发展指数; C_{it} 代表一系列控制变量即企业 i 在 t 年的相关控制变量; μ_i 表示加入个体虚拟变量的个体固定效应, ε_{it} 则表示其他随机误差项。

由于数字普惠金融指数(D)属于宏观时间序列变量, 并且本研究受到数字普惠金融指数以及科创板企业专利申请数量发布年份的限制, 样本规模较小且无法扩充, 同时, 控制时间固定效应可能导致参数无法估计或参数估计方差增大, 即存在着完全或近似共线性问题。由于这些限制, 数字普惠金融指数对科创板型企业技术创新的影响可能会被时间固定效应完全或部分吸收[19]。因此, 本研究采用了个体固定效应模型, 而不是时间和个体双向固定效应模型。然而, 未来随着数据量的增加, 我们可以对此进行改良研究, 以更准确地评估数字普惠金融对科创板企业技术创新的影响。

为了进一步探究数字普惠金融发展影响科创板企业技术创新的内在机理, 判断数字普惠金融发展对科创板企业技术创新的影响是否受到企业所在地区影子银行发展程度的影响, 在基准模型的基础上设置以下调节效应模型:

$$T_{it} = \omega_0 + \omega_1 D_{it-1} + \omega_2 B_{it} + \omega_3 D_{it-1} \times B_{it} + \omega_4 C_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

如(2)所示, B_{it} 代表企业 i 所在地区在 t 年的影子银行发展程度; $D_{it-1} \times B_{it}$ 为数字普惠金融与影子银行发展程度的交乘项。

最后为了验证数字普惠金融发展对科创板企业技术创新的影响是否在企业战略层面, 即人工智能关注度差异层面上存在异质性, 在基准模型的基础上设置以下异质性分析模型:

$$\begin{cases} H_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{it-1} + \gamma_2 C_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ W_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it-1} + \alpha_2 C_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

如(3)所示, H_{it} 代表高人工智能关注程度的科创板企业 i 在 t 年的专利申请总数; W_{it} 代表低人工智能关注程度的科创板企业 i 在 t 年的专利申请总数。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计和相关性分析

表 2 展示了本研究的描述性统计结果。被解释变量(T)显示样本公司的科技创新水平存在着较大的差异。平均值为 72.01, 最小值为 1, 最大值为 1055, 标准差为 121.9。中位数为 34.50, 这表明一半以上的公司在科技创新方面有着提升的空间。解释变量(D)反映了样本地区的数字普惠金融发展水平。虽然整体上较为均衡, 但仍然存在一定的差异。其最小值为 290.9, 最大值为 379.5, 标准差为 33.86。调节变量(B)表明样本地区的影子银行发展受到了较好的监管控制, 其平均值与中位数为负值。控制变量的描述统计结果显示各控制变量呈现出接近正态分布的趋势, 平均值和中位数都较为相近。

表 3 则列示了本文各自变量之间的相关系数矩阵, 各自变量之间的 Pearson 相关系数绝对值均小于 0.4, 说明各自变量之间并不存在明显的相关性, 这基本可以排除多重共线性的影响。

Table 2. Results of descriptive statistics

表 2. 描述性统计结果

Variable	N	Mean	SD	Min	Max	p50
T	608	72.01	121.9	1	1055	34.50
D	608	377.4	33.86	290.9	431.9	379.5
B	608	-0.0532	0.332	-2.147	3.194	-0.0536
S	608	21.50	0.785	20.00	25.38	21.34

续表

<i>G</i>	608	2.333	1.445	1.032	11.23	1.827
<i>R</i>	608	0.0629	0.0808	−0.633	0.604	0.0625
<i>L</i>	608	0.236	0.160	0.0198	1.168	0.201
<i>E</i>	608	0.305	0.132	0.0935	0.825	0.279
<i>F</i>	608	0.113	0.0944	0.00140	0.605	0.0919

Table 3. Correlation coefficient matrix of each variable

表 3. 各自变量相关系数矩阵

自变量	D	B	S	G	R	L	E	F
<i>D</i>	1							
<i>B</i>	−0.1201	1						
<i>S</i>	0.0557	−0.008	1					
<i>G</i>	0.1626	0.0382	0.0285	1				
<i>R</i>	−0.0528	0.0316	0.014	0.1378	1			
<i>L</i>	−0.0473	0.0252	0.3892	−0.1162	−0.2493	1		
<i>E</i>	−0.0353	0.0046	0.057	−0.1567	0.0341	0.0453	1	
<i>F</i>	−0.1281	0.02	0.0406	−0.0005	−0.0794	0.1859	0.0326	1

4.2. 基准回归结果

表 4 展示了基准回归方程(1)的估计结果。表中的(1)至(3)列采用逐步回归法，其中(1)列是未控制固定效应或加入控制变量的随机效应回归，(2)列进一步控制了个体固定效应，(3)列在(2)列的基础上进一步加入了一系列控制变量。前两列结果表明，数字普惠金融发展(*D*)对科创板企业技术创新具有显著的正向影响，在 1%的置信水平上显著；在加入控制变量后，这种正向影响仍在 5%的置信水平上显著。这一结果与以往研究关于数字普惠金融对企业技术创新影响的相关研究结果一致，即数字普惠金融发展对科创板企业技术创新产生显著的正向影响，从而验证了 H1 的成立。

Table 4. Regression results of the benchmark model

表 4. 基准模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>T</i>	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i>	0.507*** (4.073)	0.864*** (5.534)	0.587** (2.138)
控制变量	不控制	不控制	控制
个体固定效应	不控制	控制	控制
N	608	608	608
R-squared within	0.114	0.114	0.157
chi ²	16.587		
F		30.620	6.191

注：括号中为 *t* 统计量；**p* < 0.10，***p* < 0.05，****p* < 0.01。

4.3. 调节效应检验

地区影子银行发展程度的调节效应检验结果如表 5 所示，列(1)将地区影子银行发展程度(*B*)作为影响科创板企业技术创新的直接影响变量加入回归模型，其回归系数并不显著，表明地区影子银行发展状况并不会直接影响到科创板企业技术创新。列(2)将地区影子银行发展程度与数字普惠金融指数的交互项(*B* ×

D)加入回归模型，结果显示交互项系数在 5%的水平上显著为正，并且提高了数字普惠金融影响系数的显著性以及整体模型的拟合优度。这表明，地区影子银行的发展状况在数字普惠金融与科创板企业技术创新之间扮演了显著的正向调节角色，证实了 H2a，H2b 不成立。

随着数字普惠金融的发展，影子银行的多样化经营模式以及更加宽松的放贷条件对数字普惠金融对于科创板企业技术创新正向影响的放大作用，要高于其可能存在的资金流向错误造成的阻碍作用。

Table 5. Regression results of the moderating effect model

表 5. 调节效应模型回归结果

	(1)	(2)
	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i>	0.587** (2.135)	0.879*** (2.978)
<i>S</i>	73.003*** (2.862)	66.073*** (2.605)
<i>B</i>	0.827 (0.119)	-716.287** (-2.539)
<i>B</i> × <i>D</i>		2.234** (2.543)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
N	608	608
R-squared within	0.157	0.180
F	5.396	5.628

注：括号中为 t 统计量；*p < 0.10，**p < 0.05，***p < 0.01。

4.4. 异质性分析检验

使用国泰安数据库中的人工智能技术指标(即人工智能技术在年报中出现的频次)作为评估企业对人工智能关注程度的指标。以该指标的中位数作为分界线对样本进行分组，分为高人工智能关注和低人工智能关注两组，然后进行基准模型回归。详细结果见表 6。结果显示，数字普惠金融对于在企业战略上低人工智能关注的科创板企业技术创新的正向促进作用在 1%的水平上显著，比全样本的结果要更加显著，而对于高人工智能关注的科创板企业的影响不再显著。所以本研究的 H3a 不成立，H3b 得到验证成立。

数字普惠金融对于本身处于科创风口的科创板企业，由于其技术创新难度更高，以及本身具有国家政策与市场热点的双重支持，数字普惠金融对于此类企业的帮助并不明显，而对于那些非热门技术创新领域的科创板企业要有更加显著的技术创新促进作用，数字普惠金融发展可以更多地缓解此类企业的研发融资需求，从而促进科创板企业整体的技术创新。

Table 6. Heterogeneity analysis of the attention level of artificial intelligence

表 6. 人工智能关注程度异质性分析

	低人工智能关注(1)	高人工智能关注(2)
	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i>	1.149*** (3.432)	-0.134 (-0.265)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
N	304	304

续表

R-squared within	0.293	0.146
F	5.912	2.413

注：括号中为 t 统计量；*p < 0.10，**p < 0.05，***p < 0.01。

4.5. 内生性处理

基础回归结果证实数字普惠金融的发展对科创板型企业的技术创新产生了积极的推动作用。尽管在回归模型中已经较好地控制了个体异质性特征，并全面考虑了可能影响企业技术创新投入的因素，同时通过将数字普惠金融指数滞后一期以缓解反向因果问题，但仍有可能遗漏了某些影响因素，可能导致内生性问题。因此，本研究进一步采用工具变量重新对模型进行估计。参考其他文献使用互联网普及率[40]、每百人固定电话数量(固定电话普及率)、每百人电脑数量(个人电脑普及率)等作为工具变量的做法，考虑到本文使用的数字普惠金融指数并未进行百分化处理并且进行了滞后一期处理，本文采用类似性质的滞后一期各省份的宽带互联网用户数量(*I*)作为工具变量。

根据表 7 展示的工具变量回归结果显示，即使将模型可能存在的内生性问题纳入考虑范围，数字普惠金融的发展仍然对科创板型企业的技术创新产生着显著的正向促进作用。此结果表明，数字普惠金融对科创板企业技术创新的影响基本可以排除内生性干扰。Wald 检验结果表明了模型存在内生变量的可能性，但工具变量第一阶段回归 F 值在 1%的统计水平上显著，表明不存在弱工具变量的问题。这表示工具变量的估计结果是相对有效的，并且验证了基准回归结果的可信度，进一步支持了数字普惠金融对技术创新的正向促进作用。

Table 7. Test results of the instrumental variable method

表 7. 工具变量法检验结果

	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	<i>D</i>	<i>T</i>
<i>I</i>	0.085*** (13.641)	
<i>D</i>		0.751* (1.824)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
N	608	608
R-squared within	0.825	0.156
一阶段F值	155.708	
Wald chi ²		1837.735

注：括号中为 t 统计量；*p < 0.10，**p < 0.05，***p < 0.01。

4.6. 稳健性检验

主要从三个方面验证本文回归结果的稳健性：
一是更换核心被解释变量衡量指标，将科创板企业技术创新衡量指标从专利申请总数(*T*)换成研发投入取自然对数(*P*)，回归结果如表 8 所示。逐步回归法中数字普惠金融指数(*D*)的三个系数都在 1%的水平上显著，数字普惠金融对科创板企业的技术创新产生了明显的积极影响，与前文的发现一致。

Table 8. Regression results of the robustness test with the replacement of the dependent variable
表 8. 替换被解释变量稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>P</i>	<i>P</i>	<i>P</i>
<i>D</i>	0.014*** (20.193)	0.016*** (22.395)	0.009*** (7.856)
控制变量	不控制	不控制	控制
个体固定效应	不控制	控制	控制
N	608	608	608
R-squared within	0.678	0.678	0.760
chi ²	407.767		
F		501.534	104.987

注：括号中为 *t* 统计量；**p* < 0.10，***p* < 0.05，****p* < 0.01。

二是替换解释变量的衡量标准，通过将数字普惠金融指数(*D*)替换为同样在北大报告中展示的从不同维度衡量数字普惠金融发展的使用深度指数(*D*₂)和覆盖广度指数(*D*₃)后，回归结果如表 9 所示，*D*₂ 和 *D*₃ 都对科创板企业的技术创新产生了显著的正向促进作用，与之前的结果一致。进一步的分析表明，*D*₃ 的正向效应所产生的正向效应要更大且更为显著。

Table 9. Regression results of the robustness test with the replacement of the explanatory variable
表 9. 替换解释变量稳健性检验回归结果

	(1)	(2)
	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i> ₂	0.294* (1.834)	
<i>D</i> ₃		0.566** (2.023)
控制变量	控制	控制
N	608	608
R-squared within	0.153	0.156
F	5.991	6.112

注：括号中为 *t* 统计量；**p* < 0.10，***p* < 0.05，****p* < 0.01。

三是在第二步检验的基础上，*D*₂ 与 *D*₃ 各自可以与调节变量地区影子银行发展程度生成新的交互项。*D*₂ 和 *D*₃ 进行调节效应的稳健性检验，如表 10 所示。列(1)与列(2)的调节效应检验结果显示，地区影子银行对于数字普惠金融与科创板企业技术创新关系的正向调节效应仍然显著，与上文结果一致。进一步分析可发现地区影子银行对于数字普惠金融覆盖广度(*D*₃)与企业技术创新之间关系的正向调节效应要更大一些。即影子银行发展在促进数字普惠金融覆盖广度影响层面起到了更大的作用。

Table 10. Regression results of the robustness test with the replacement of interaction items
表 10. 替换交互项的稳健性检验回归结果

	(1)	(2)
	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i> ₂	0.567*** (2.989)	

续表

D_3		0.852*** (2.855)
B	-548.386*** (-2.615)	-715.783** (-2.566)
$D_2 \times B$	1.721*** (2.621)	
$D_3 \times B$		2.374** (2.570)
控制变量	控制	控制
N	608	608
R-squared within	0.178	0.179
F	5.523	5.584

注：括号中为 t 统计量；*p < 0.10，**p < 0.05，***p < 0.01。

综上所述，数字普惠金融对于科创板企业技术创新的影响以及影子银行的调节效应通过了稳健性检验，结果是较为有效的。

5. 研究结论与启示

通过理论分析和实证检验，研究主要得出了以下几个结论：

- 1) 数字普惠金融对于科创板企业技术创新具有显著的正向影响，这一点与相关研究的结果一致。
- 2) 地区影子银行发展程度对于数字普惠金融与科创板企业技术创新之间的关系具有显著的正向调节作用，其促进数字普惠金融影响技术创新的正向作用要大于其可能存在的错误资金导向所造成的阻碍作用。进一步地，稳健性检验发现地区影子银行发展程度对数字普惠金融覆盖广度和技术创新关系的正向调节作用，要高于对数字普惠金融使用深度影响和技术创新关系的正向调节作用，这说明在地区影子银行的正向调节作用下，数字普惠金融的覆盖广度在促进科创板企业的技术创新方面具有更好的效果，数字普惠金融的覆盖广度不同于传统金融机构触达用户的直接体现为“金融机构网点数”和“金融服务人员数”，在基于互联网的数字金融模式下，由于互联网天然不受地域限制，数字金融服务供给在多大程度上能保证用户得到相应的服务是通过电子账户所体现的，主要量化指标包括“每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账户绑卡数”[39]。
- 3) 在异质性分析中发现，数字普惠金融发展对于那些高人工智能关注程度的处于风口热点下的科创板企业技术创新的影响并不显著，其主要是通过满足那些低人工智能关注程度的非热门领域的科创板企业的研发融资需求为其技术创新带来显著的正向影响，从而在整体上对科创板企业的技术创新产生正向影响。

基于上述研究结论，本文的政策启示在于：

- 1) 数字普惠金融的发展能够显著促进科创板企业的技术创新，但需要政策和监管环境的支持。政府应该出台相关产业扶持政策，引导数字普惠金融与科技创新型企业进行深度融合，并加强金融监管改革以促进数字金融服务对实体经济的积极助推影响。
- 2) 应大力鼓励各大金融机构利用数字技术推进普惠金融的创新发展，尤其是提升对于非热门领域的科技创新型企业的融资机会可得性和金融服务水平，这将有助于促进社会整体的科技创新水平。
- 3) 地区影子银行发展程度对数字普惠金融与科创板企业关系具有正向调节作用，这表明资本市场资源配置效率有待提高。建议加快推进多层次资本市场建设，发展直接融资，并在一定程度上优化对影子银行的监管政策，多一些引导式的监管，例如：出台专门法律对影子银行的定义、业务范围作出正式法

律界定,明确监管部门的职责权限,统一监管标准、建立信息公告平台,披露影子银行产品的最新动态、建立风险隔离:厘清公募产品与私募产品、表内业务与表外业务的边界,建立防火墙,防止风险相互传染;另外,在地区影子银行的正向调节作用下,数字普惠金融的覆盖广度在促进科创板企业的技术创新方面具有更好的效果,因此,在推动数字普惠金融的发展过程中,可以更多加强在宣传推广这方面与影子银行的相关合作,例如:传统金融机构可以与影子银行合作开发新的金融产品和服务,以更好地服务实体经济,满足中小企业和个人的融资需求,通过建立长期稳定的合作关系,传统金融机构与影子银行可以实现资源共享、优势互补,共同促进金融市场的稳定和发展,同时合作双方应建立风险预警机制,及时发现并处理合作过程中可能出现的风险,同时制定应急预案,以应对可能的金融风险事件。通过上述策略,影子银行可以在合规且风险可控的前提下提高数字普惠金融资源的配置效率,从而更有效地提高科技创新型企业的技术创新,助力社会经济高质量发展。

基金项目

教育部人文社会科学研究青年项目(23YJC790029)。

参考文献

- [1] 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.
- [2] Brown, J.R., Martinsson, G. and Petersen, B.C. (2024) Do Financing Constraints Matter for R&D? *Social Science Electronic Publishing*.
- [3] 根福,郑明波,温军,等. 究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新——基于九大中文经济学权威期刊和 A 股上市公司数据的再实证[J]. 中国工业经济, 2021(1): 17-35.
- [4] 蔡庆丰,陈熠辉,林焜. 信贷资源可得性与企业技术创新: 激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 124-140.
- [5] Saeed, A. and Sameer, M. (2015) Financial Constraints, Bank Concentration and SMEs: Evidence from Pakistan. *Studies in Economics and Finance*, **32**, 503-524. <https://doi.org/10.1108/sef-02-2014-0046>
- [6] Fuster, A. (2019) The Role of Technology in Mortgage Lending. *The Review of Financial Studies*, **32**, 1854-1899.
- [7] 钟凯,梁鹏,董晓丹,等. 数字普惠金融与商业信用二次配置[J]. 中国工业经济, 2022(1): 170-188.
- [8] 任春芳. 经济不确定性对制造业上市企业创新的影响——数字金融的作用[J]. 技术与创新管理, 2023, 44(3): 339-348.
- [9] Lin, C., Ma, Y., Malatesta, P. and Xuan, Y. (2013) Corporate Ownership Structure and the Choice between Bank Debt and Public Debt. *Journal of Financial Economics*, **109**, 517-534. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.03.006>
- [10] Bae, J., Biddle, G.C. and Park, C.W. (2022) Managerial Learning from Analyst Feedback to Voluntary Capex Guidance, Investment Efficiency, and Firm Performance. *Management Science*, **68**, 583-607. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2020.3896>
- [11] Feyen, E., Frost, J., Gambacorta, L., et al. (2021) Fintech and the Digital Transformation of Financial Services: Implications for Market Structure and Public Policy. *BIS Papers*.
- [12] Lee, H.H., Yang, S.A. and Kim, K. (2019) The Role of Fintech in Mitigating Information Friction in Supply Chain Finance. *ADB Economics Working Paper Series*.
- [13] 李朝阳,潘孟阳,李建标. 数字金融、信贷可得性与企业技术创新——基于金融资源水平的调节效应[J]. 预测, 2021, 40(6): 39-46.
- [14] 梁榜,张建华. 数字普惠金融发展能激励技术创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学, 2019, 41(5): 74-86.
- [15] 刘伟,刘卫镇,戴冰清. 数字普惠金融能驱动企业二元技术创新吗?——来自沪深上市公司数据的经验证据[J]. 金融发展研究, 2023(5): 46-53.
- [16] 中国银保监会政策研究局课题组,中国银保监会统计信息与风险监测部课题组. 中国影子银行报告[J]. 金融监管研究, 2020(11): 1-23.
- [17] 郑建明,许晨曦,胡蕾. 影子银行、融资约束与企业研发投入[J]. 科技管理研究, 2017, 37(21): 93-98.

- [18] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 影子银行发展与企业投资行为选择: 实业投资还是金融投资? [J]. 会计研究, 2021(1): 100-111.
- [19] 王善平, 彭莉莎. 国企高杠杆、影子银行活动对 RD 投入的挤出效应研究[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2018, 42(3): 51-56.
- [20] 邓永亮, 张华. 影子银行发展与企业技术创新投入——来自中国制造业上市公司的经验研究[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(8): 108-128.
- [21] 邵彤宇, 史嵘. 数字普惠金融对企业研发投入的影响研究[J]. 技术与创新管理, 2024, 45(2): 227-232.
- [22] 白俊红, 蒋伏心. 协同技术创新、空间关联与区域技术创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 174-187.
- [23] 谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融手册[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2014.
- [24] 林爱杰, 梁琦, 傅国华. 数字金融发展与企业去杠杆[J]. 管理科学, 2021, 34(1): 142-158.
- [25] 迟丽华, 石万举. 数字普惠金融对企业绩效的驱动效应——融资约束和研发投入的中介作用[J]. 技术与创新管理, 2023, 44(5): 552-563.
- [26] Berg, T., Burg, V., Gombović, A., et al. (2024) On the Rise of Fin Techs—Credit Scoring Using Digital Footprints. Social Science Electronic Publishing.
- [27] Babina, T., Fedyk, A., He, A.X. and Hodson, J. (2020) Artificial Intelligence, Firm Growth, and Industry Concentration. *SSRN Electronic Journal*.
- [28] Beck, T., Pamuk, H., Ramrattan, R. and Uras, B.R. (2018) Payment Instruments, Finance and Development. *Journal of Development Economics*, **133**, 162-186. <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2018.01.005>
- [29] Gomber, P., Kauffman, R.J., Parker, C. and Weber, B.W. (2018) On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption, and Transformation in Financial Services. *Journal of Management Information Systems*, **35**, 220-265. <https://doi.org/10.1080/07421222.2018.1440766>
- [30] 程小可, 姜永盛, 郑立东. 影子银行、企业风险承担与融资约束[J]. 经济管理, 2015, 37(4): 106-115.
- [31] 邵延进. 影子银行资金流向图谱及风险——以河北省为例[J]. 中国金融, 2011(18): 81-83.
- [32] 刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. 金融研究, 2014(5): 96-109.
- [33] 卢馨, 方睿孜, 毛丹. 我国影子银行对中小企业融资困境的影响[J]. 经济与管理, 2015, 29(3): 64-73.
- [34] Irani, R.M., Iyer, R., Meisenzahl, R.R. and Peydró, J. (2020) The Rise of Shadow Banking: Evidence from Capital Regulation. *The Review of Financial Studies*, **34**, 2181-2235. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhaa106>
- [35] Allen, F., Qian, Y., Tu, G. and Yu, F. (2019) Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System. *Journal of Financial Economics*, **133**, 18-41. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.01.006>
- [36] 李文贵, 余明桂. 民营化企业的股权结构与企业技术创新[J]. 管理世界, 2015(4): 112-125.
- [37] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业技术创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
- [38] 陈思, 何文龙, 张然. 风险投资与企业技术创新: 影响和潜在机制[J]. 管理世界, 2017(1): 158-169.
- [39] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [40] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.