

# 数字金融、融资约束与中小企业技术创新

刘蕊

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2022年10月9日; 录用日期: 2022年11月2日; 发布日期: 2022年11月10日

## 摘要

随着贸易摩擦加剧和新冠疫情暴发等一系列重大事件的发生, 暴露出我国经济高速发展中增速下滑、动力不足、结构失衡等一系列问题, 突出表现为核心技术“卡脖子”以及经济不确定性增大。在复杂的发展环境下, 如何谋求我国专利技术新发展成为政界和学术界的关注焦点。伴随着科技革命和金融体系的改革, 数字金融作为一种技术驱动型的金融创新为解决传统金融系统中存在的问题提供了新希望和路径。因此本文运用2011~2020年科创板和创业板上市的中小企业数据, 首先通过构建模型验证数字金融对中小企业技术创新“激励效应”的存在性; 其次, 基于之前的理论分析, 通过构建中介效应模型, 探究数字金融对中小企业技术创新活动可能存在的传导机制。研究结果表明: 数字金融发展能够有效激发中小企业的创新活力。进一步分析其具体作用路径发现, 数字金融通过缓解中小企业内部融资约束进而驱动中小企业进行技术创新, 通过稳健性检验上述结果依旧稳定。通过本文的研究为我国中小企业创新过程中面临的资金问题提供解决方案, 同时也为数字金融今后发展提供借鉴意义。

## 关键词

数字金融, 中小企业, 技术创新, 融资约束

# Digital Finance, Financing Constraints and Technological Innovation of SMEs

Rui Liu

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Oct. 9<sup>th</sup>, 2022; accepted: Nov. 2<sup>nd</sup>, 2022; published: Nov. 10<sup>th</sup>, 2022

## Abstract

With the intensification of trade frictions and the outbreak of the new crown epidemic, a series of

problems such as declining growth rate, insufficient power, and structural imbalance in China's rapid economic development have been exposed, which are highlighted by the "stuck neck" of core technologies and increased economic uncertainty. In the complex development environment, how to seek the new development of China's patented technology has become the focus of attention in political circles and academic circles. With the scientific and technological revolution and the reform of the financial system, digital finance, as a technology-driven financial innovation, provides new hope and path for solving the problems existing in the development of the traditional financial system. Therefore, this paper uses the data of SMEs listed on the Science and Technology Innovation Board and ChiNext Board from 2011 to 2020, and first verifies the existence of the "incentive effect" of digital finance on SME technological innovation by constructing a model. Secondly, based on the previous theoretical analysis, the possible transmission mechanism of digital finance to the technological innovation activities of SMEs is explored by constructing an intermediary effect model. The results show that the development of digital finance can effectively stimulate the innovation vitality of small and medium-sized enterprises. Further analysis of its specific role path shows that digital finance drives SMEs to carry out technological innovation by alleviating the internal financing constraints of SMEs, and the above results are still stable through robustness testing. Through the research of this paper, it provides solutions to the financial problems faced by small and medium-sized enterprises in China's innovation process, and also provides reference significance for the future development of digital finance.

## Keywords

Digital Finance, Small and Medium-Sized Enterprises, Technological Innovation, Financing Constraints

Copyright © 2022 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

党的十九届五中全会把技术创新提升到现代化建设全局中的核心位置，鼓励企业通过自主研发活动提升自身创新活力，进而促进我国企业从劳动密集型向技术密集型转化，以实现经济可持续性健康发展。中小企业是实现经济高质量发展的微观主体，也是我国技术创新的生力军，但是由于中小企业自身特性以及我国传统金融体系发展的不足，信贷供给不足问题历来是制约中小企业研发创新之路的拦路虎，如何引导金融资本进入实体经济，保证企业在研发创新过程中获取持续稳定的资金支撑，成为激发企业创新动力的首要难题。

伴随着科技革命和金融体系的改革，数字金融作为一种技术驱动型的金融创新为解决传统金融系统发展中存在的问题提供了新希望和路径。数字金融能够借助金融科技降低金融资源交易成本和边际成本，提升金融资源的配置效率以及金融服务的触达力，最终惠及因可抵押资产有限和征信信息欠缺等原因而无法从传统金融得到支持的个人和企业。这也使过去在传统金融业务中数量众多、成本较高和获利评价较弱的大量“尾部”企业，能在数字普惠金融发展中获得更多金融资源配置机会。数字金融能否提高金融市场的资源配置效率，作为均衡器对弥补传统金融体系的发展不足，解决企业创新过程中需要的融资支持问题，进而激发企业创新活力，至今还没有可靠的定量结论。

基于此，本文将通过将数字金融指数与我国科创板和创业板上市企业数据相匹配探讨两者之间的关系：

首先,通过固定效应模型验证数字金融对中小企业技术创新影响效应的存在性;此外,基于理论分析,进一步将融资约束华人融资成本作为中介变量探究数字金融对中小企业技术创新影响效应可能存在的传导路径。

本文的研究贡献可能为以下几点:第一、从融资约束的视角出发,将融资约束纳入分析框架,分析数字金融在提升中小企业研发创新过程中的黑匣子,为我国数字金融支持实体经济发展提供有力证据。第二、探讨了数字金融在帮扶弱势企业中发挥的普惠效应影响,有效衡量数字金融对弱势群体的支持力度,并给出理论和实证层面的证据。

## 2. 研究假设

数字金融通过数字技术与普惠金融相结合的先天优势,以数字化方式向“长尾群体”提供金融产品与服务,跨越了时间、空间限制,为破解弱势群体融资难题、促进中小企业创新提供了一个切实可行的解决方法。首先,数字金融发展有效拓宽覆盖广度[1]。中小企业可以通过手机、电脑等电子设备获得所需的金融产品与服务,拓宽了弱势群体的融资渠道的同时降低了金融产品与服务门槛,有助于大幅度缩小企业融资成本、降低企业研发费用,激发企业创新,拓宽成长空间[2]。其次,数字金融发展有效挖掘使用深度。人工智能、大数据、区块链等一系列现代化技术在金融领域的应用,不仅提升了金融产品的便捷化与精细化水平,而且显著提升了金融产品信息透明度与使用频率,为金融风险防控向更加精准化和智能化方向发展提供了动力源泉。此外,最大程度地拓展了金融服务边界,摆脱了空间和时间限制,为企业发展提供了强有力资金保障,提高了企业创新概率[3]。最后,数字金融发展有效提升服务数字化程度。数字普惠金融通过大数据技术分析企业在互联网上沉淀下来的行为数据来综合评估企业信用,帮助金融机构更全面、准确地了解被投资企业生产经营状况,有效解决了企业信用中介担保问题,从根本上缓解信息不对称等制度性问题,提升企业使用金融服务的便利性,缓解创业研发的资金压力。

基于此,本文提出假设1:数字金融发展可以激励中小企业技术创新。

首先,企业研发创新活动具有长周期、高风险和不可逆的特征,因此企业进行研发创新活动时容易受到资金不足的限制。当自有资金难以维持研发创新时,企业往往通过金融市场寻求资金支持。故稳定、高效的金融市场可以缓解企业融资约束,因而对企业创新活动尤为重要。其次,研发创新活动在一定程度上体现了企业的战略布局,通常被视为企业的核心机密。因此企业对其研究阶段及取得成果等相关信息的公布极为谨慎,这将进一步加剧了企业与金融机构之间的信息不对称,造成企业外部融资约束加剧[1]。最后,金融机构具有“嫌贫爱富”的特征,再加之中小企业自身抵押物不足、信贷质量难以评估,因此在融资过程中容易受到“卷帘门”和“玻璃门”的限制,进而导致研发创新难以维持[4]。现有研究认为融资约束会限制企业技术创新,而数字金融由于自身的独特性可以有效弥补传统金融存在的不足,进而促进中小企业技术创新。

数字金融发展可以增量补充资金来源、存量优化融资效率。传统金融市场中存在大量投资者具有“多、小、散”等特征,这部分投资者是传统金融市场的长尾群体,传统金融市场想要将这部分金融资源转化为有效的金融供给需要支付高昂的成本,由此造成了一定程度的低效率[5]。而数字金融能够突破传统金融市场的受基础设施、地理区位等硬件资源限制的困境,能够触及更广泛的尾部群体,为更多金融主体提供高效便捷的服务。进一步地,数字金融的发展丰富中小企业融资渠道,提升金融服务的可获得性。中小企业可以借助供应链金融、消费金融等多种融资模式,多维度拓宽融资渠道,有效降低企业融资障碍,缓解创新项目融资约束[6]。基于上述分析,数字金融扩大了资金来源,减缓了资源错配程度,推进了金融资源的合理配置,可见数字金融的发展能在一定程度上规避金融市场中存在的道德风险和逆向选

择问题，为缓解企业融资约束提供了可能。

数字金融发展可以降低信息不对称性[7]，提升企业融资效率[8]，进而降低融资成本。首先，数字金融能够凭借数字化技术建立完善的信息监测与处理系统、风险控制系统，可以高效、准确地收集、挖掘企业相关数据，有助于对企业实行精准监管[9]。此外，依托云计算、移动互联网及大数据等新兴技术，数字普惠金融可以实施对不同企业数据的抓取，整合数据建立可靠的第三方征信体系。其次，现代化信息技术的运用可以加快审批流程，降低企业融资成本[10]。数字金融凭借网络交易平台和数字技术的支持，打破原有金融服务提供方式，使贷款审批速度提高将近 20%，在审批贷款过程中，基本不消耗任何社会资源，信贷审批速度快捷、高效，有效降低企业信息费用和交易费用[11]。基于此，本文提出以下假设：

假说 2：数字金融发展有助于缓解中小企业融资约束，从而激励中小企业技术创新。

假说 3：数字金融发展有利于降低中小企业融资成本，从而激励中小企业技术创新。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 数据来源和变量说明

本文选取 2011 年~2020 年在创业板和科创板上市的中小企业为初始研究样本并进行以下处理：1) 由于房地产类企业和金融类企业与其他类型企业在经营模式和财务状况方面存在较大差异，因此为保证数据的合理性，对上述两类企业进行剔除处理；2) 为保证数据的可得性和连续性，剔除在此期间 ST 和 PT 的企业以及关键变量指标异常和严重缺失的样本；3) 在上述基础上为控制离群值对实证结果的影响，对连续型变量进行缩尾处理。最终筛选出包含 16 行业，830 家企业，共计 4472 个观测值的样本数据。本文企业财务数据均来自于万德数据库，行业数据来自于国泰安数据库，数字金融指数来源于北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011~2020)》，将数字金融指数与企业实际经营所在地数据进行匹配，共同构成本文的研究样本。

##### 1) 核心解释变量

北京大学互联网金融研究中心联合蚂蚁金服收集了海量数字金融数据，在现有文献关于普惠金融指标建立方式的基础上，从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度，选取指标来构建反映中国实际情形的“数字金融指数(2011~2020)”。

##### 2) 被解释变量

目前，相关文献主要从创新投入、产出两个角度衡量企业创新水平，其中创新产出的代理指标有新产品价值、专利(发明专利、实用新型专利、外观设计专利)申请或授权数量；创新投入的代理指标主要指企业研发投入水平，包括研发金额支出、研发人员数量等。实际上，各创新产出代理变量包含了企业实际技术研发创新能力，即创新投入是否能顺利转化为具有市场意义的成果，不仅受企业研发支出、团队支持的影响，而且需要依赖若干不受企业控制的外部因素，如政府政策、专利门槛、市场认可度等。相比而言，创新投入的内涵较为单纯、客观，不仅可以真实地反映企业对技术创新的重视程度，而且能够最直接、最客观地反映企业进行技术创新研发的主观意愿，再加上对数据可得性、统计口径一致性的考虑，本文最终选取微观企业研发投入强度作为企业创新水平的代理变量，该指标等于研发支出总额与营业收入的比值，记作 Innovation。

##### 3) 控制变量

为尽可能控制遗漏变量对本文研究结果产生的影响，本文从微观和宏观两个层面纳入多个控制变量指标，主要控制变量及其定义如表 1 所示。

**Table 1.** Controls variable definitions  
**表 1.** 控制变量定义

指标含义	英文简称	指标构造
资产规模	Size	总资产取对数
无形资产比率	PPE	年末无形资产总额/年末总资产
资产负债率	LEV	年末负债总额/年末资产总额
资本密集度	Capital	总资产/主营业务
市账比	Mbr	市值/账面价值
企业成长性	Growth	营业收入增长率
股权集中度	Equity	第一大股东集中度
资产报酬率	ROA	利润总额/总资产
经营年限	AGE	样本年 - 企业成立
收入规模	LnTI	企业营业收入的自然对数
两职合一	Merge	董事长和总经理兼任时取 1, 否则为 0
董事独立性	Ind	独立董事人数/董事会人数
高管是否具有金融背景	FB	高管具有金融背景时取 1, 否则为 0

### 3.2. 模型设定与实证策略

构建如下估计模型：

$$Innovation_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{ij} + Control_{ij} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{ij} \quad (3-1)$$

在回归方程(1)中，被解释变量为企业的技术创新能力，以企业研发创新投入作为代理变量(Innovation)，核心解释变量为数字金融指数(DIF)；控制变量(Control)则包含了前述控制变量； $\varepsilon_{ij}$ 为模型随机误差项。在回归中，本文还进行了如下处理：第一，在回归检验中，默认采用了聚类稳健标准误；第二，为吸收相关的固定效应，本文遵循了最典型的“固定效应模型”进行检验。

方程(3-1)的回归结果可以证实数字金融的发展对中小企业技术研发投入影响效应，但却无法验证数字金融的发展是通过何种路径来达到促进中小企业创新研发投入的目的。基于此，为验证 H2、H3 的内容，本文将使用附有中介变量的模型进一步探究数字金融基于融资约束路径对中小企业研发投入激励效应产生的内在机理和传导路径，参考温忠麟和叶宝娟[12]所提出的中介效应模型[12]，通过设置方程(3-2)和方程(3-3)进行识别检验，构建如下模型：

$$Mediator_{ij} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{ij} + Control_{ij} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{ij} \quad (3-2)$$

$$Innovation_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 DIF_{ij} + \gamma_2 Mediator_{ij} + Control_{ij} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{ij} \quad (3-3)$$

其中，中介变量是  $Mediator_{ij}$ ，其余变量的定义及测度方式与上文保持一致。模型(3-1)反映了数字金融发展对中小企业技术创新的总效应，系数  $\alpha_1$  测度了总效应的大小。模型(3-2)中系数  $\beta_1$  反映了数字金融发展对中介变量  $Mediator_{ij}$  产生的影响。模型(3-3)中系数  $\gamma_1$  反映了数字金融对中小企业技术创新的直接效应，系数  $\gamma_2$  与模型(3-3)中系数  $\beta_1$  的乘积反映了中介效应的大小。预期回归系数  $\gamma_1$  的绝对值小于  $\alpha_1$  的绝对值，即上述两个中介效应均在数字金融提升企业创新过程中发挥部分中介效应。

## 4. 数字金融促进中小企业技术创新的作用机制

### 4.1. 数字金融对技术创新的影响研究

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示,从宏观层面上看,数字金融(DIF)发展水平的均值为 288.5,最大值为 417.9,最小值为 77.39,最小值与最大值相差 5 倍左右。从数字金融各维度指标来看,其最大值与最小值均存在较大差异,其中数字化水平的标准差高达 97.08。可见数字金融在我过发展过程中经历比较大的变化。在企业层面,我国中小企业创新水平也存在较大差异,最大值为 27.14,而最小值为 0.790,可见我国中小企业在创新方面具有较大差异。在主要控制变量方面,企业绩效的方差较小,但最小值为-0.250,表明我国中小企业盈利能力较弱,部分企业处于亏损状态。在企业的成长性方面也表现出类似的情形。在资产负债率方面,我国中小企业整体资产负债率偏高,最高值达到 0.700,可见中小企业面临较高的资金压力。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

	N	Mean	SD	Min	Max
Innovation	4472	7.385	5.672	0.790	27.14
DIF	4472	288.5	87.63	77.39	417.9
DIF_B	4472	268.8	86.29	63.41	397
DIF_C	4472	295.1	94.26	80.97	445.8
DIF_D	4472	341.4	97.08	57.15	450.1
KZ 指数	4472	-0.105	2.328	-10.56	8.089
FC	4472	0.00475	0.0634	-0.539	2.928
SIZE	4472	21.39	0.785	20.04	23.30
PPE	4472	0.0407	0.0329	0.00147	0.164
LEV	4472	0.313	0.171	0.0495	0.700
Capital	4472	2.639	1.331	0.830	7.191
Mbr	4472	0.512	0.200	0.144	0.914
Growth	4472	0.389	0.635	-0.461	2.712
Equity	4472	0.296	0.121	0.0912	0.582
ROA	4472	0.0493	0.0710	-0.250	0.182
AGE	4472	15.86	5.355	3	27
LnTI	4472	20.53	0.905	18.76	22.82
Merge	4472	0.427	0.495	0	1
Ind	4472	38.21	5.059	33.33	50
FB	4472	0.657	0.475	0	1

表 3 列示了数字金融影响中小企业技术创新的基准实证回归结果,从表中第(1)列可以看出,数字金融发展水平对中小企业的研发创新激励作用在 1%水平上显著为正。可能的解释是,数字金融通过将数字化技术与金融服务进行结合,应用新的第三方信用信息评估系统,帮助中小企业与银行降低了双方之间的信息不对称,弥补了中小企业在以往贷款业务中面临的信贷审批中“硬信息”的缺失,改善了企业进行创新活动所需资金的需求。为了进一步分析数字金融发展的不同维度对中小企业创新投入的影响。将

模型(3-1)中的数字普惠金融指数分别替换为数字金融覆盖广度、使用深度指数以及数字化程度三个分指数, 结果表明数字普惠金融的覆盖广度、使用深度以及数字化程度均对中小企业产生创新驱动作用。

**Table 3.** Benchmark regression

**表 3.** 基准回归

	Innovation	Innovation	Innovation	Innovation
DIF	0.013*** (4.98)			
DIF_B		0.012*** (5.14)		
DIF_C			0.008*** (4.35)	
DIF_D				0.009** (1.97)
SIZE	1.494*** (3.62)	1.489*** (3.61)	1.514*** (3.67)	1.481*** (3.58)
PPE	13.938*** (6.64)	13.942*** (6.64)	13.997*** (6.66)	13.651*** (6.49)
LEV	-5.791*** (-11.81)	-5.774*** (-11.78)	-5.835*** (-11.90)	-5.909*** (-12.04)
Capital	0.948*** (6.56)	0.946*** (6.55)	0.946*** (6.54)	0.950*** (6.56)
Mbr	-7.928*** (-18.06)	-7.916*** (-18.03)	-7.954*** (-18.11)	-8.051*** (-18.33)
Growth	0.397*** (3.66)	0.391*** (3.60)	0.404*** (3.71)	0.392*** (3.60)
Equity	-2.497*** (-4.38)	-2.476*** (-4.34)	-2.539*** (-4.45)	-2.536*** (-4.44)
ROA	-8.383*** (-7.74)	-8.384*** (-7.74)	-8.429*** (-7.77)	-8.518*** (-7.84)
AGE	-0.060*** (-4.51)	-0.061*** (-4.55)	-0.060*** (-4.47)	-0.059*** (-4.39)
LnTI	-1.339*** (-3.33)	-1.344*** (-3.34)	-1.344*** (-3.34)	-1.282*** (-3.18)
Merge	0.864*** (6.39)	0.869*** (6.44)	0.866*** (6.40)	0.916*** (6.79)
Ind	0.034** (2.56)	0.034** (2.57)	0.034*** (2.62)	0.036*** (2.76)
FB	0.142 (1.01)	0.138 (0.98)	0.144 (1.02)	0.135 (0.96)

## Continued

Constant	1.885 (0.81)	2.204 (0.95)	1.857 (0.80)	1.351 (0.58)
Observations	4,472	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.417	0.417	0.416	0.414
F test	0	0	0	0
r2_a	0.412	0.413	0.412	0.410
F	85.77	85.85	85.50	84.81

括号内为 t 值, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著相关。

## 4.2. 稳健性检验

为验证本文研究结论的可靠性,在前述实证回归的基础上,本文对数字金融影响企业创新作用的稳健性进行检验。由于数字金融的发展主要依托于新一代数字化技术的革新,其实质是依赖企业技术创新的推动,因此,创新能力强的企业可能反过来提高数字金融发展水平,由此产生反向因果带来的内生性问题。本文借鉴 Teece 提出的内生性检验方法,将解释变量进行滞后一期变换,以期消除反向因果对实证结果的干扰。实证结果如表 4 所示,结果表明在消除内生性干扰后,前文的研究结论依然成立。

**Table 4.** Robustness test  
**表 4.** 稳健性检验

	Innovation	Innovation	Innovation	Innovation
L.DIF	0.011*** (3.66)			
L.DIF_B		0.010*** (3.93)		
L.DIF_C			0.007*** (2.97)	
L.DIF_D				0.005 (0.98)
SIZE	1.440*** (3.13)	1.448*** (3.15)	1.439*** (3.13)	1.431*** (3.11)
PPE	17.079*** (7.51)	17.068*** (7.51)	17.157*** (7.54)	16.982*** (7.45)
LEV	-5.821*** (-10.92)	-5.796*** (-10.87)	-5.867*** (-11.01)	-5.919*** (-11.10)
Capital	1.007*** (6.23)	1.000*** (6.19)	1.012*** (6.26)	1.008*** (6.23)
Mbr	-7.819*** (-16.35)	-7.798*** (-16.31)	-7.845*** (-16.40)	-7.928*** (-16.58)
Growth	0.423*** (3.49)	0.418*** (3.45)	0.425*** (3.50)	0.411*** (3.39)



Continued

Equity	-3.118*** (-4.87)	-3.092*** (-4.83)	-3.168*** (-4.95)	-3.186*** (-4.97)
ROA	-7.941*** (-6.98)	-7.918*** (-6.96)	-7.996*** (-7.02)	-8.083*** (-7.09)
AGE	-0.046*** (-2.68)	-0.046*** (-2.72)	-0.045*** (-2.64)	-0.043** (-2.54)
LnTI	-1.188*** (-2.65)	-1.208*** (-2.70)	-1.172*** (-2.61)	-1.143** (-2.55)
Merge	0.937*** (6.22)	0.939*** (6.24)	0.945*** (6.27)	0.990*** (6.59)
Ind	0.043*** (2.97)	0.043*** (2.96)	0.044*** (3.03)	0.046*** (3.16)
FB	0.066 (0.42)	0.062 (0.40)	0.068 (0.44)	0.052 (0.33)
Constant	1.234 (0.48)	1.570 (0.61)	1.183 (0.46)	0.913 (0.35)
Observations	3,537	3,537	3,537	3,537
R-squared	0.419	0.419	0.418	0.417
F test	0	0	0	0
r2_a	0.413	0.413	0.412	0.411
F	70.13	70.22	69.91	69.53

括号内为 t 值，\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著相关。

### 4.3. 数字金融促进中小企业技术创新的实现路径研究

根据中介效应的检验流程，首先，检验数字金融影响中小企业创新的总效应，检验结果如表 5 中的第一列所示。其次，对模型(3-2)进行实证回归，检验数字金融与中小企业融资约束的相关关系，回归结果如表 5 中第二列所示，可以看出在 10%的显著性水平下，数字金融发展程度与企业面临的融资约束呈现显著负相关。出现这一现象的可能解释为：数字金融服务为企业融资提供了更多的选择，中小企业可以根据自身实际经营需要，选择最符合自己需求的融资方式，一定程度上帮助企业解决了融资约束问题，最终实现金融资源的更高效配置。最后，模型(3-3)的回归结果列示在表 5 第三列中，从回归结果中我们可以看出融资约束作为数字金融作用于中小企业技术研发投入过程中中介变量的合理性。进一步地，本文发现融资约束在数字金融激发中小企业技术创新方面发挥着部分中介效应，即数字金融的发展可以通过缓解中小企业的融资约束进而促进其增加技术创新研发投入水平，验证了本文的假说 2。

Table 5. Intermediary effects of financing constraints

表 5. 融资约束的中介效应

	Innovation	KZ 指数	Innovation
DIF	0.013*** (4.98)	-0.002** (-2.00)	0.013*** (4.90)

## Continued

KZ 指数			-0.099** (-2.52)
SIZE	1.494*** (3.62)	0.048 (0.31)	1.499*** (3.64)
PPE	13.938*** (6.64)	4.993*** (6.23)	14.434*** (6.85)
LEV	-5.791*** (-11.81)	8.230*** (43.96)	-4.974*** (-8.47)
Capital	0.948*** (6.56)	-0.111** (-2.01)	0.937*** (6.48)
Mbr	-7.928*** (-18.06)	-1.832*** (-10.93)	-8.110*** (-18.24)
Growth	0.397*** (3.66)	0.023 (0.55)	0.400*** (3.68)
Equity	-2.497*** (-4.38)	-0.781*** (-3.59)	-2.574*** (-4.51)
ROA	-8.383*** (-7.74)	-9.647*** (-23.31)	-9.340*** (-8.14)
AGE	-0.060*** (-4.51)	0.004 (0.74)	-0.060*** (-4.48)
LnTI	-1.339*** (-3.33)	-0.469*** (-3.05)	-1.385*** (-3.44)
Merge	0.864*** (6.39)	-0.091* (-1.77)	0.855*** (6.33)
Ind	0.034** (2.56)	0.004 (0.71)	0.034*** (2.59)
FB	0.142 (1.01)	0.026 (0.49)	0.144 (1.03)
Constant	1.885 (0.81)	8.838*** (9.94)	2.762 (1.17)
Observations	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.417	0.495	0.418
F test	0	0	0
r2_a	0.412	0.491	0.413
F	85.77	117.7	83.78

括号内为 t 值，\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著相关。

从另外一个角度来看，数字金融所内嵌的大数据技术能够增强企业的财务信息输出能力，使得外部融资机构更好地甄别有效信息进而提高融资的可获性。顺延上述逻辑，数字金融理应在融资问题上具有一定的“降成本”功效。在表6的检验中，数字金融的发展对企业的财务费用有着高度显著的抑制作用，便为上述猜测提供了经验支撑。企业财务费用的高企并不利于企业技术研发活动的开展，数字金融降低企业财务费用的后果，实质上即是可用资金的增加，这无疑能够激发企业的创新活力。表6的实证结果发现，数字金融发展有效克服了企业的“融资难、融资贵”问题，从而为技术创新活动提供了显著动力。

**Table 6.** Mediating effects of finance costs

**表 6.** 财务费用的中介效应

VARIABLES	Innovation	FC	Innovation
DIF	0.013*** (4.98)	-0.000* (-1.94)	0.013*** (4.87)
FC			-4.639*** (-4.07)
SIZE	1.494*** (3.62)	0.060*** (11.11)	1.773*** (4.25)
PPE	13.938*** (6.64)	0.038 (1.36)	14.113*** (6.74)
LEV	-5.791*** (-11.81)	0.144*** (22.33)	-5.124*** (-9.93)
Capital	0.948*** (6.56)	-0.016*** (-8.44)	0.874*** (6.01)
Mbr	-7.928*** (-18.06)	-0.002 (-0.34)	-7.937*** (-18.11)
Growth	0.397*** (3.66)	-0.008*** (-5.44)	0.361*** (3.32)
Equity	-2.497*** (-4.38)	-0.017** (-2.31)	-2.577*** (-4.52)
ROA	-8.383*** (-7.74)	-0.019 (-1.32)	-8.469*** (-7.83)
AGE	-0.060*** (-4.51)	0.000 (1.19)	-0.059*** (-4.44)
LnTI	-1.339*** (-3.33)	-0.061*** (-11.46)	-1.620*** (-3.97)
Merge	0.864*** (6.39)	-0.004** (-2.30)	0.845*** (6.26)
Ind	0.034** (2.56)	0.000** (2.30)	0.036*** (2.71)
FB	0.142 (1.01)	-0.002 (-0.86)	0.134 (0.96)

## Continued

Constant	1.885 (0.81)	-0.049 (-1.61)	1.656 (0.71)
Observations	4,472	4,472	4,472
R-squared	0.417	0.193	0.419
F test	0	0	0
r <sup>2</sup> <sub>a</sub>	0.412	0.187	0.414
F	85.77	28.73	84.24

附注：括号内为 t 值，\*，\*\*，\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著相关。

#### 4.4. 结论

本文运用 2011~2020 年科创板和创业板上市的中小企业数据，首先，通过构建基准线性回归模型验证数字金融对中小企业技术创新“激励效应”的存在性；其次，考虑各区域数字金融发展水平存在差异，探究不同金融发展水平可能对两者关系产生的影响；最后，基于之前的理论分析，通过构建中介效应模型，探究数字金融对中小企业技术创新活动可能存在的传导机制。研究表明：数字金融发展对中小企业技术创新具有明显的激励效应，即数字金融发展水平越高，其对中小企业的创新驱动效果越明显。进一步研究其作用机制发现，数字金融通过有效缓解中小企业融资约束困境和降低中小企业的信贷成本，以实现其对技术创新水平的激励作用，即缓解融资约束和降低融资成本在数字金融驱动中小企业技术创新过程中发挥着明显的中介效应。

#### 参考文献

- [1] 唐嘉励, 唐清泉. 我国企业 R&D 投入与 R&D 资源获取的摩擦力——基于问卷调查的研究[J]. 当代经济管理, 2010, 32(7): 20-27.
- [2] 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+9.
- [3] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家, 2018(4): 80-85.
- [4] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [5] Marszk, A. and Lechman, E. (2021) The Digitalization of Financial Markets: The Socioeconomic Impact of Financial Technologies. Taylor and Francis, Oxfordshire. <https://doi.org/10.4324/9781003095354>
- [6] 粟勤, 魏星. 金融科技的金融包容效应与创新驱动路径[J]. 理论探索, 2017(5): 91-97+103.
- [7] 杜江, 张伟科, 范锦玲, 韩科振. 科技金融对科技创新影响的空间效应分析[J]. 软科学, 2017, 31(4): 19-22+36.
- [8] 侯世英, 宋良荣. 数字金融对企业研发平滑的影响机制[J]. 中国流通经济, 2022, 36(2): 78-89.
- [9] Kaplan, S.N. and Zingales, L. (1997) Do Investment—Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- [10] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
- [11] Teece, D.J. (2010) Forward Integration and Innovation: Transaction Costs and Beyond. *Journal of Retailing*, **86**, 277-283. <https://doi.org/10.1016/j.jretai.2010.07.013>
- [12] 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.