企业应用

数字金融、融资约束与中小企业研发投入

——基于新三板企业数据的研究

罗 芳[1]，罗 丹[2]，任昕艺[2]

（1. 佛山大学管理学院，佛山 528000；2. 佛山大学经济贸易学院，佛山 528000）

摘要：以 2014—2024 年中国 30 个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）的新三板中小企业为研究样本，将北京大学数字普惠金融指数与企业微观数据匹配，运用固定效应模型与中介效应模型，实证检验数字金融对中小企业研发投入的影响效应及融资约束的中介传导机制，并挖掘数字金融赋能中小企业创新的微观路径。研究发现，数字金融能显著促进中小企业研发投入提升；融资约束在数字金融影响中小企业研发投入的过程中发挥显著的部分中介效应。研究为数字金融助力中小企业摆脱研发融资困境、提升创新能力提供了经验证据与实践参考。

关键词：普惠金融；数字经济；中小企业研发；融资约束

中图分类号：F832；F276；F273 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)16－0194－08

在全球科技革命和产业变革加速演进的背景下，创新已成为重塑国际竞争格局和推动高质量发展的关键动力。中央金融工作会议明确提出“做好数字金融大文章”，把数字金融作为优化金融资源配置、服务实体经济的重要抓手，为培育新质生产力和增强经济韧性提供金融支撑。在这一宏观战略下，中小企业被视为推动技术进步和产业升级的“主力军”。工业和信息化部统计数据显示，截至 2025 年 9 月，中国中小企业数量已达 6 347.8 万家，较 2024 年新增 600 余家，贡献了全国 50％以上的税收、60％以上的 GDP、70％以上的技术创新和 80％以上的城镇劳动力就业，在保障民生和推动技术创新方面具有不可替代的地位。然而，与其贡献度不相匹配的是，中小企业获得的金融资源仅占总金融资源的 1/4～1/3，“融资难、融资贵”问题长期存在。在创新活动“高投入、高风险、长周期”的特征约束下，融资约束被普遍视为制约中小企业研发投入和技术创新的关键因素。

数字技术的迅猛发展为缓解这一结构性矛盾提供了新的制度空间。依托互联网、大数据、云计算和区块链等技术，数字金融通过数字支付、线上信贷、供应链金融等多元化产品与服务，提升了金融服务的智能化和精准化水平，正在重构金融资源配置格局。与传统金融模式相比，数字金融在信用识别、风险定价和交易成本控制方面具有明显优势，有助于拓宽中小企业的融资渠道、降低融资门槛和成本，在一定程度上缓解其因资产轻、缺抵押、信息不对称而面临的信贷配给问题[1]。基于此，本文在现有研究基础上，系统梳理融资约束在数字金融与中小企业研发投入中的传导链条，利用北京大学数字普惠金融指数刻画地区数字金融发展水平，采用双向固定效应模型和中介效应模型识别数字金融对中小企业研发投入的直接效应与中介效应，并通过工具变量等方法控制潜在的内生性偏误。

1 文献综述

关于数字金融对中小企业的影响，现有实证研究发现，数字普惠金融的发展显著促进了中小企业

收稿日期：2026-03-02

基金项目：广东省佛山大学 2025 年学术基金项目（xsjj202514zsc06）

作者简介：罗芳（1987—），女，湖北宜城人，博士，讲师，研究方向为数字金融、企业横向整合战略、国际化战略；罗丹（2001—），女，江西萍乡人，硕士研究生，研究方向为国际贸易与风险投资；任昕艺（2002—），女，河北威县人，硕士研究生，研究方向为国际贸易与风险投资。

创新数量和创新效率,一方面通过直接提供覆盖广度更大、定价更灵活的金融服务提升创新投入;另一方面通过缓解融资约束、降低财务费用率和信息不对称,为中小企业持续创新提供了资金和信息支持[2-3]。从创新效率视角看,数字普惠金融不仅有利于提升中小企业研发阶段的投入产出效率,更对创新成果转化效率具有更为显著的促进作用,并通过空间正向溢出强化了集群内企业的创新表现[2]。与此同时,相关文献表明,数字金融可以通过缓解企业融资约束,激活劳动者、资本和技术等生产要素,进而推动生产力发展和企业新质生产力形成[4]。在更微观的层面,数字金融被证明能够通过优化产业和金融结构、提升股价信息含量,有效缓解企业"融资难、融资贵"问题,从而显著提高企业研发投入强度,对非国有企业和高新技术企业的驱动效应尤为突出[5-7]。

总体来看,既有研究已经从创新产出、创新效率及生产力发展等角度证实了数字金融在缓解融资约束、促进企业创新中的积极作用,但仍存在两方面不足:一是多数研究样本集中于沪深A股上市公司或新三板企业,企业规模相对较大,对数量庞大但融资约束更为突出的广大中小企业关注不足;二是研究重点多聚焦于专利产出、创新效率或新质生产力等结果变量上,虽然识别了融资约束的部分中介作用,却较少从"研发投入强度"这一创新源头出发,系统地梳理融资约束在数字金融与中小企业研发投入中的传导链条。因此,数字金融对中小企业研发投入的具体作用路径,尤其是融资约束在其中的中介机制,仍需深入探讨。

2　理论分析与假设

2.1　数字金融对中小企业研发投入的直接影响

数字金融通过其普惠性、高效性和精准性特征,对中小企业研发投入产生多方面的促进作用[8]。首先,数字金融显著降低了中小企业的融资门槛。传统金融机构在信贷投放中普遍存在"属性错配"和"规模歧视"问题,即更倾向于向国有企业或大型企业提供贷款。而数字金融依托数字化风控模型和多元数据整合能力,能够更准确地评估中小企业的信用状况和还款能力,减少信贷决策中的信息不对称[9]。其次,数字金融通过优化融资流程降低了企业的交易成本。线上审批、智能合约等技术的应用,缩短了贷款发放周期,提高了资金配置效率,使企业能够更快速地获得研发所需资金[10]。此外,数字金融还通过拓展融资渠道,为中小企业提供了传统银行信贷之外的替代性融资选择,进一步缓解了其研发活动的资金压力[11]。从创新激励角度看,数字金融的深化发展增强了中小企业对研发投入的积极性和可持续性。数字金融平台不仅提供融资服务,还通过供应链金融、科技保险等创新产品,为企业研发活动提供全周期支持[12]。同时,数字金融的数字化特征促进了知识溢出和技术扩散,中小企业可通过数字平台获取行业技术动态和市场信息,优化研发决策[13]。实证研究显示,数字金融发展水平较高的地区,中小企业研发投入强度显著提升[5]。由此,提出以下研究假设。

H1:数字金融能够显著促进中小企业研发投入。

2.2　数字金融通过融资约束影响中小企业研发投入

融资约束是制约中小企业研发投入的关键因素。根据优序融资理论,企业在内源资金不足时,优先选择外部融资,但信息不对称和代理成本使得中小企业面临较高的外部融资溢价。数字金融通过缓解融资约束,间接促进了中小企业的研发投入。具体而言,数字金融通过以下路径缓解融资约束。一是数字金融利用大数据技术整合企业多维度信息,构建更全面的信用画像,降低金融机构与企业之间的信息不对称[14]。这种信息透明化减轻了信贷市场上的逆向选择和道德风险,使中小企业更容易以合理成本获得研发贷款[15]。二是数字金融通过自动化流程和线上操作,减少了金融机构的运营成本,进而降低了中小企业的融资利率和手续费[16]。同时,数字金融的竞争效应迫使传统金融机构优化服务,进一步压降融资成本[17]。成本下降直接提升了研发项目的预期回报率,激励企业增加创新投入[18]。三是期限匹配效应,研发活动通常需要长期资金支持,而中小企业由于缺乏抵押物,难以获得长期贷款。数字金融通过资产证券化、融资租赁等工具,延长了资金使用期限,改善了研发投资的期限结构[1]。融资约束的缓解进而推动企业增加研发投入:一方面,可支配资金的增加使企业有能力扩大研发规模、引进先进技术;另一方面,资金稳定性提升降低了研发活动的中断风险,增强了企业创新的连续性。基于上述理论分析,提出以下研究假设。

H2:融资约束在数字金融影响中小企业研发投入中发挥中介传导效应。

3　研究设计

3.1　样本选择与数据来源

采用了以下数据库来验证提出的假设：数字金融发展水平数据，即核心解释变量，采用北京大学数字普惠金融指数；中小企业研发投入数据，即被解释变量，以及融资约束等相关变量数据，来源于企业层面的数据库，包含国泰安（CSMAR）数据库、万得（Wind）数据库等。

为确保样本数据的有效性，在样本筛选过程中，剔除了金融类企业、样本期间经营状况异常的企业及关键变量数据缺失的样本。同时，根据《中小企业划型标准规定》对研究对象进行筛选，确保样本符合中小企业范畴。为缓解极端值对回归结果的影响，对所有的连续型变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

经过上述筛选流程，最终获得一个覆盖 2014—2024 年全国 30 个省份（因数据缺失，未包含西藏地区和港澳台地区）中小企业的非平衡面板数据，为后续实证分析奠定基础。

3.2　变量说明与描述性统计

3.2.1　被解释变量：中小企业研发投入

对企业创新水平的测度主要分为创新投入与创新产出两类指标[19]。创新产出指标（如专利申请数）虽能反映创新成果，但受专利审批周期和政策影响较大。相比之下，研发支出作为企业创新活动的直接资源投入，是衡量创新努力程度更直接和稳定的指标，这一测度方法在中国企业研究中也得到了广泛应用[20-21]。鉴于此，主要采用研发支出占总资产比例作为中小企业研发投入的代理变量。

3.2.2　解释变量：数字金融发展水平

数字金融作为金融科技发展的综合体现，正深刻改变着金融服务的模式与生态[22]。对于数字金融发展水平的量化测度，采用由郭峰等[7]编制的北京大学数字普惠金融指数，该指数因其权威性、系统性和连续性已成为国内相关研究的重要基础数据[23]。在分析中，使用总指数考察数字金融的整体影响。

3.2.3　中介变量：融资约束

融资约束的测度在学术界存在多种方法，包括单变量指标、多变量指数及基于理论模型的构建方法。早期研究如 KZ 指数曾被广泛使用，但后续研究指出其可能存在内生性问题[24]。接下来在检验中采用不依赖财务变量的 SA 指数进行验证。

其他变量如表 1 所示。

表 1　变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	研发投入强度	R&D	研发支出/总资产
解释变量	数字金融发展水平	DF	北京大学数字普惠金融指数
中介变量	融资约束	SA	SA 指数
控制变量	企业规模	Size	期末总资产的自然对数
	企业年龄	Age	观测年-成立年
	股权集中度	Equity	前十大股东持股数量/总股数
	企业成长性	Grow	（当年营业收入－上年营业收入）/上年营业收入
	资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
	审计意见	Opin	标准无保留意见取 0，否则为 1
	政府补助	Subsidy	政府补助金额的自然对数
	资产收益率	ROE	净利润/平均股东权益
	独立董事比例	Indep	独立董事/董事人

3.2.4　描述性分析

如表 2 所示，研发投入强度（RD）均值为 0.059 5，最小值为 0.005 9、最大值为 0.251 5，标准差为 0.049 7 接近均值，企业间研发投入差异显著；核心解释变量数字金融发展水平（DF）极差与标准差均较高，反映中国区域数字金融发展存在明显不平衡；中介变量融资约束指数（SA）取值跨度大（－1.329 0～2.494 5），样本企业融资约束程度分化明显。控制变量分布符合预期，样本集中于东部地区且高新技术企业占比超半数。核心变量经 1% 缩尾处理后分布合理、离散性显著。

3.3　模型构建

依据 Hausman 检验的结果，采用固定效应模型检验数字金融对中小企业研发投入的影响作用，构建模型（1）。

表 2　描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
RD	16 661	0.059 5	0.049 7	0.005 9	0.251 5
DF	16 661	343.592 9	85.579 8	181.8 8	490.082 7
SA	16661	0.543 8	0.892 4	－1.329 0	2.494 5
Age	16 661	20.711 3	4.778 1	13.000 0	32.000 0
Size	16 661	18.786 8	1.039 7	16.407 0	20.910 4
ROE	16 661	9.968 1	14.605 1	－21.763 6	39.014 8
股权集中度	16 661	80.203 3	30.799 3	0.000 0	100.000 0
独立董事比例	16 661	0.059 6	0.131 0	0.000 0	0.428 6
ln_政府补助	16 661	3.780 0	2.102 3	0.000 0	6.504 2
企业成长性	16 661	14.000 1	31.406 8	－35.833 1	90.764 8
资产负债率	16 661	41.211 9	19.416 5	6.740 0	84.243 6
审计意见	16 661	0.960 3	0.195 2	0.000 0	1.000 0

$$RD_{Intensity_{it}} = \alpha + \beta Digital_Finance_{it} + \theta Controls_{it} + \sum Year \times Industry + \sum City + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：被解释变量为中小企业研发投入（RD），以研发支出占总资产比例作为代理变量；解释变量为城市层面的数字普惠金融指数（Digital_Finance）；β 为主要观测系数；控制变量 Controls 包含了前述控制变量。采用了更为严格的多维固定效应模型，同时控制了“省份与年份”“行业与年份”双向固定效应。这一设定能够有效地吸收随省份与时间共同变化的宏观因素及随行业与时间共同变化的共同冲击，从而更清晰地识别数字金融对中小企业研发投入的净影响。

为探究数字金融与中小企业研发投入之间的作用机制，验证融资约束为传导渠道，采用中介效应模型进行验证，具体步骤参照温忠麟和叶宝娟[25]的做法，该方法不依赖于分布假设，且检验力更高，已成为中介分析的标准方法。进一步建立模型（2）和模型（3）。

$$SA_{it} = \alpha + \beta Digital_Finance_{it} + \theta Controls_{it} + \sum Year \times Industry + \sum City + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$RD_Intensity_{it} = \alpha + \beta_1 Digital_Finance_{it} + \beta_2 SA_{it} + \theta Controls_{it} + \sum Year \times Industry + \sum City + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：SA 为中介变量融资约束，用以检验数字金融是否会通过缓解中小企业的融资约束来影响研发投入。

4　实证分析

4.1　基准回归分析

表 3 中列示了数字金融对中小企业研发投入影响的基准回归结果。

列（1）为未加入控制变量的基础模型，在仅控制固定效应的情况下，数字金融的回归系数为 0.000 31，并在 1%的水平上显著，说明在未考虑其他企业特征因素时，地区数字金融发展水平越高，中小企业研发投入强度越大。该结果初步表明，数字金融的发展对中小企业创新投入具有显著促进作用。

列（2）加入企业层面控制变量后，数字金融的系数上升至 0.000 24，且仍在 1%的水平上显著。这表明前述结果并非由遗漏变量所驱动。从控制变量结果看，企业规模（Size）系数在 1%的水平上显著，说明规模较大的企业研发投入强度反而相对较低，可能与规模扩张带来的资源分散或成熟企业创新动力减弱有关。企业年龄（Age）系数在 5%的水平上显著，表明成立时间较长的企业研发投入强度略低，符合企业生命周期理论。独立董事比例和政府补助的系数均显著为正，说明完善的公司治理结构和政策支持有助于提升企业研发投入水平。资产负债率系数显著为负，表明较高的财务杠杆可能挤出研发投入。

列（3）引入数字金融与区域虚拟变量的交互项，以检验区域异质性。结果显示，数字金融的基准项系数为 0.000 34，仍显著为正，而交互项的系数均为负，但未达到显著水平。这表明，虽然不同区域间数字金融边际效应存在一定差异趋势，但统计上并未呈现显著差别，说明数字金融对中小企业研发投入的促进作用在全国范围内具有较强的普遍性，而非局限于某一特定区域。

表 3　基准回归分析

变量	（1）	（2）	（3）
	RD	RD	RD
DF	0.000 31***	0.000 24***	0.000 34**
	（0.000 01）	（0.000 01）	（0.000 10）
Age		−0.000 20**	−0.000 20**
		（0.000 07）	（0.000 07）
Size		−0.028 55***	−0.028 54***
		（0.000 51）	（0.000 51）
ROE		0.000 05	0.000 05
		（0.000 03）	（0.000 03）
股权集中度		0.000 01	0.000 01
		（0.000 01）	（0.000 01）
独立董事比例		0.040 11***	0.040 11***
		（0.002 78）	（0.002 78）
ln_政府补助		0.004 11***	0.004 11***
		（0.000 26）	（0.000 26）
企业成长性		0.000 03*	0.000 03*
		（0.000 01）	（0.000 01）
资产负债率		−0.000 09***	−0.000 09***
		（0.000 02）	（0.000 02）
审计意见		0.004 31	0.004 30
		（0.002 61）	（0.002 61）
DF_东部			−0.000 09
			（0.000 11）
DF_中部			−0.000 11
			（0.000 11）
DF_西部			−0.000 06
			（0.000 11）
常数项	−0.047 89***	0.495 66***	0.495 67***
	（0.004 80）	（0.010 10）	（0.010 10）
观测值	16 661	16 661	16 661
R^2	0.031	0.281	0.281
F	500.709 62	429.045 74	330.033 89

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

整体来看，各模型估计结果较为稳健，核心解释变量数字金融（DF）的系数在不同设定下均保持显著为正，支持 H1。

4.2　机制分析

为进一步揭示数字金融影响企业研发投入的内在机制，以融资约束（SA）为中介变量构建中介效应模型进行检验。融资约束采用 Hadlock 和 Pierce[24] 提出的 SA 指数进行度量，并进行反向处理得到 SA_rev。需要说明的是，SA_rev 越大代表企业融资约束越严重。所有模型均采用双向固定效应设定，并在企业层面进行聚类稳健标准误修正，回归结果如表 4 所示。

从列（1）总效应中可以发现，数字金融的回归系数在 1%的水平下显著为正，表明地区数字金融发展水平越高，中小企业研发投入强度越大，说明数字金融能够显著促进企业创新投入。

从列（2）结果来看，数字金融对反向融资约束指标（SA_rev）的回归系数为正，且在 1%的水平下显著。由于 SA_rev 越大表示融资约束越严重，该正向系数意味着数字金融发展会降低 SA_rev 的水平，即缓解企业融资约束。这一结果验证了理论预期：数字金融通过数字化风控、信息整合和线上信贷服务，改善了企业融资环境，降低了信贷获取门槛，从而有效缓解融资约束问题。

进一步结合列（3）的回归结果，在同时纳入数字金融与融资约束变量后，数字金融对研发投入的系数仍在 1%的水平下显著为正，但系数相较于基准模型有所调整；与此同时，融资约束（SA_rev）的回归系数在 1%的水平下显著为负。由于该指标数值越大代表融资约束越弱，其负向系数表明融资约束越强，企业研发投入水平越低，说明融资约束对中小企业创新具有显著抑制作用。

因此，数字金融不仅直接促进中小企业研发投入，而且通过缓解融资约束这一关键渠道，间接提升企业创新水平。融资约束的中介效应表明，数字金融通过改善企业融资环境、提升资金可得性，为中小企业创新活动提供了更加稳定和可持续的金融支持。

表 4　中介效应分析

变量	(1)	(2)	(3)
	RD	SA_rev	RD
DF	0.000 244***	0.000 068**	0.000 248***
	(20.78)	(3.03)	(21.15)
SA_rev			−0.052 3***
			(−11.04)
常数项	0.496***	14.800***	1.270***
	(49.09)	(591.47)	(17.16)
控制变量	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES
观测值	16 661	16 661	16 661

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

4.3　稳健性检验和内生性检验

4.3.1　稳健性检验

为确保核心结论的可靠性与普适性，分别从替换被解释变量（RD 投入占营业收入比例）与分行业样本回归两个维度系统开展了稳健性检验，结果如表 5 所示。检验表明，数字金融（DF）对企业研发投入的促进作用在不同设定与子样本中均保持一致，这一结果进一步证实，数字金融对企业创新资源配置的影响具有实质性，并不依赖于被解释变量的具体度量方式，核心结论具有较好的测量稳健性。样本量（N）与拟合优度指标也表明模型具有良好的统计效力。

4.3.2　内生性处理

为更严谨地识别数字金融与企业研发投入之间的因果关系，并缓解可能存在的内生性偏误（如双向因果、遗漏变量等），采用工具变量两阶段最小二乘法（IV-2SLS）进行检验。选取数字金融的滞后一期（DF_lag1）与省级层面数字金融发展水平（DF_province）作为工具变量。这两个工具变量满足相关性要求：数字金融的发展具有时序上的连续性，且企业所在省份的整体数字金融环境会直接影响其可及性。同时，它们也较好地满足外生性假设：上一期的数字金融发展水平与当期的企业研发

表 5　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	RD	RD	RD
	投入占营业收入比例	高新技术行业	非高新技术行业
DF	0.035 33	0.000 25***	0.000 24***
	(0.020 31)	(0.000 02)	(0.000 02)
常数项	74.020 63***	0.484 17***	0.510 40***
	(6.304 11)	(0.013 09)	(0.01 80)
控制变量	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES
观测值	16 661	9 421	7 240
R^2	0.012	0.278	0.286

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

扰动项无关,而省级宏观层面的数字金融发展情况主要通过影响地区内企业整体融资环境来传导,与单个企业的特异性研发决策关联较弱,从而能有效剥离出数字金融对企业研发投入的外生影响。

回归结果如表 6 所示,在控制内生性后,数字金融(DF)的系数为 0.000 25,仍在 1% 的水平上显著为正,与基准回归结果(0.000 24)高度一致。这表明,数字金融对企业研发投入的正向促进作用并非由内生性偏误驱动,核心结论具有高度的稳健性。同时,融资约束(SA_rev)的系数仍在 1%的水平上显著为负,再次验证了其在数字金融与研发投入之间的中介作用。

表 6　内生性检验结果

变量	(1)	(2)
	RD	RD
DF	0.000 25***	0.000 26**
	(0.000 01)	(0.000 08)
SA_rev	−0.052 30***	
	(0.004 74)	
常数项	1.269 62***	
	(0.074 00)	
控制变量	YES	YES
省份固定	YES	YES
年份固定	YES	YES
观测值	16 661	15 133
R^2	0.288	0.204

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 值。

4.4　异质性分析

为进一步识别数字金融对中小企业研发投入影响的边界条件,从产权性质与行业技术属性两个维度展开异质性检验,结果如表 7 所示。

从产权性质看,数字金融(DF)对研发投入的促进效应在非国有企业中更为突出,在 1%的水平上显著;在国有企业中,DF 系数同样显著但效应更弱。同时,融资约束(SA_rev)的抑制作用在非国有企业中更强,这表明数字金融通过缓解融资约束赋能研发的机制,在融资渠道相对匮乏的非国有企业中表现得更为关键。

从行业属性看,高新技术行业的 DF 系数显著高于非高新技术行业,且融资约束的负向影响也更显著。这说明,在研发投入需求更高、资金约束更敏感的高新技术行业中,数字金融的支持作用得到了更充分的体现。

综上,数字金融对中小企业研发投入的促进效应存在明显的异质性,这与两类主体的融资特征高度契合:非国有企业长期面临传统信贷的“所有制歧视”,高新技术行业则因研发投入的高不确定性与资产轻量属性,更易陷入融资约束困境。数字金融凭借其普惠性与穿透式风控优势,精准填补了这两类主体的融资缺口,从而在推动研发投入方面展现出更强的边际效应。这一发现为精准施策提供了重要依据。

表 7　异质性分析回归结果

变量	国有企业	非国有企业	高新技术行业	非高新技术行业
DF	0.000 28***	0.000 36***	0.000 25***	0.000 24***
	(0.000 01)	(0.000 01)	(0.000 01)	(0.000 01)
SA_rev	−0.051***	−0.052***	−0.056***	−0.051***
	(0.003 90)	(0.003 94)	(0.004 07)	(0.003 91)
常数项	0.490***	0.498***	0.502***	0.487***
	(0.048 0)	(0.048 0)	(0.048 0)	(0.048 0)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
观测值	5 309	11 352	9 421	7 240
R^2	0.29	0.32	0.29	0.28

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 值。

5　结论与建议

5.1　结论

本文以 2014—2024 年中国 30 个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的中小企业为研究样本,匹配北京大学数字普惠金融指数与企业微观数据,运用固定效应模型与中介效应模型实证检验数字金融对中小企业研发投入的影响及作用机制。研究发现,数字金融对中小企业研发投入具有显著的正向促进作用,且该效应在不同区域中表现为普适性。进一步异质性分析显示,这一促进效应在非国有企业和高新技术行业中更为突出。融资约束在数字金融影响中小企业研发投入的过程中发挥显著的部分中介效应;数字金融可通过整合企业多维信息、优化融资流程、拓展融资渠道,降低银企间信息不对称,缓解中小企业研发融资约束,进而间接推动企业增加研发投入。

5.2　建议

本文的研究结论为深化数字金融服务实体经济、摆脱中小企业创新融资困境提供了经验证据与实践参考,结合研究发现与现实发展情况,提出以下三方面政策建议。

(1)完善数字金融基础设施与风险防控体系。推动数字技术在金融领域的融合应用,搭建区域征

信信息共享平台，构建中小企业多维信用画像，降低金融服务对传统抵押物的依赖；健全数字金融监管体系，提升监管数字化与智能化水平，建立多层次风险防控机制，保障金融服务的安全性与普惠性。

(2)创新适配中小企业研发特征的金融产品与服务。针对中小企业研发活动的特征，鼓励金融机构开发研发专项融资产品，设置弹性还款安排，匹配研发资金需求；发展知识产权质押融资等创新服务，拓宽研发资金获取渠道；优化线上信贷审批流程，提升融资服务效率，围绕企业创新全流程提供综合金融服务。

(3)强化政策协同与引导，推动区域数字金融均衡发展。加强产业、金融与科技创新政策的协同配合，围绕制造业重点产业链推进数字金融场景聚合，形成政策合力；加大对数字金融发展滞后地区的基础设施投入与政策扶持，推动服务下沉；开展数字金融工具的宣传与应用指导，引导企业结合研发需求选择适配工具，实现数字金融应用与创新战略的有效衔接，提升资金使用效率，保障研发投入的稳定性与持续性。

参考文献

[1] 郑重远，邵艳红. 数字金融、融资约束与企业新质生产力[J]. 统计与决策，2025，41(9)：145-150.

[2] 齐红倩，张佳馨，陈苗. 数字普惠金融促进中小企业创新效率研究——基于创新价值链视角[J]. 宏观经济研究，2023(10)：23-40.

[3] 郎香香，张朦朦，王佳宁. 数字普惠金融、融资约束与中小企业创新——基于新三板企业数据的研究[J]. 南方金融，2021(11)：13-25.

[4] 李露，王文彬. 数字金融、融资约束与生产力发展[J]. 现代经济探讨，2025(5)：51-58.

[5] 车德欣，吴非，赵丹妮. 数字金融与企业研发投入——结构差异、渠道检验与市场化程度下的效应识别[J]. 经济经纬，2022，39(4)：140-149.

[6] 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.

[7] 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.

[8] 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.

[9] 龚强，马洁，班铭媛. 数字经济创新的金融支持与适应性监管[J]. 北京交通大学学报(社会科学版)，2021，20(3)：60-70.

[10] 谭伟杰，郭峰. 数字金融与企业ESG绩效——来自ESG新闻文本大数据的证据[J]. 国际金融研究，2025(10)：108-120.

[11] 苏栝芳，王婷伟，白雨露，等. 数字金融与制造业企业供应链韧性提升[J]. 经济评论，2025(1)：87-101.

[12] 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.

[13] 史桂芬，孙铂洋，陈志臻. 数字金融对中小企业业务结构的影响：多元化还是专业化？[J]. 贵州财经大学学报，2025(6)：81-89.

[14] 黄益平，黄卓. 中国的数字金融发展：现在与未来[J]. 经济学(季刊)，2018，17(4)：1489-1502.

[15] 张杰飞，尚建华，乔彬. 数字普惠金融对绿色创新效率的影响研究——来自中国280个地级市的经验证据[J]. 经济问题，2022(11)：17-26.

[16] 王博，康琦. 数字金融与企业可持续发展绩效——异质性特征、微观机制与宏观调节作用[J]. 南开经济研究，2024(5)：162-176.

[17] 宋敏，周鹏，司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济，2021(4)：138-155.

[18] 余莉娜，赵华，刘靖宇，等. 数字基建、数字金融与中小企业数字化[J]. 统计与决策，2025，41(7)：174-178.

[19] MAMA B H. Innovative efficiency and stock returns：should we care about nonlinearity? [J]. Finance Research Letters，2018，24：81-89.

[20] BUCHMANN K. The effects of R&D subsidies and network embeddedness on R&D output：evidence from the German biotech industry[J]. Industry and Innovation，2019，26(3)：269-294.

[21] 吴延兵. 市场结构、产权结构与R&D——中国制造业的实证分析[J]. 统计研究，2007(5)：67-75.

[22] GOMBER P，KAUFFMAN R J，PARKER C. On the fintech revolution：interpreting the forces of innovation，disruption and transformation in financial services[J]. Journal of Management Information Systems，2018，35(1)：220-265.

[23] 张勋，万广华，张佳佳，等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究，2019，54(8)：71-86.

[24] HADLOCK J C，PIERCE R J. New evidence on measuring financial constraints：moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies，2010，23 (5)：1909-1940.

[25] 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.

Digital Finance, Financing Constraints and R&D Investment of SMEs: Based on the Data of NEEQ-listed Enterprises

LUO Fang[1], LUO Dan[2], REN Xinyi[2]

(1. School of Management, Foshan University, Foshan 528000, China;
2. School of Economics and Trade, Foshan University, Foshan 528000, China)

Abstract: Taking small and medium-sized enterprises (SMEs) from 30 provinces (due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Xizang Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) in China from 2014 to 2024 as the research sample, matching the Peking University Digital Inclusive Finance Index with enterprise micro-data, the impact of digital finance on SMEs' R&D investment and the mediating transmission mechanism of financing constraints were empirically tested by adopting the fixed effect model and mediating effect model, while exploring the micro-paths through which digital finance empowers SMEs' innovation. The results show that digital finance can significantly boost the R&D investment of SMEs. Financing constraints play a significant partial mediating role in the impact of digital finance on SMEs' R&D investment. Provides empirical evidence and practical references are provided for digital finance to help SMEs break through R&D financing constraints and enhance their innovation capabilities.

Keywords: inclusive finance; digital economy; SMEs' R&D; financing constraints