

数字金融激励中小企业科技创新研究

任经辉^a, 李爱真^b

(河南工学院 a.智能化社会问题研究所;b.经济学院,河南 新乡 453003)

摘要:利用创业板 2011—2020 年上市公司作为样本,实证检验了数字金融对中小企业科技创新的激励效应及传导逻辑.结果发现:数字金融显著提升中小企业的科技创新水平,且具有结构性特征和长期效应.作用机制检验显示数字金融主要通过缓解中小企业的融资约束实现其对科技创新水平的激励作用.异质性检验表明,数字金融的激励效应存在地区异质性和行业异质性,具体来说,东部和中部地区数字金融的激励效应更为显著,而且数字金融对高科技企业具有较强的正向激励效应.

关键词:数字金融;中小企业;科技创新;融资约束

中图分类号:F276.3

文献标志码:A

党的二十大报告指出:“加快实施创新驱动发展战略,加快实现高水平科技自立自强”.中小企业具有巨大的体量优势,是创新的重要主体.然而,由于创新的高投入、高风险特性,传统的金融体系很难满足中小企业对于创新的资金需求.融资约束严重阻碍了中小企业科技创新发展.数字金融以其特有的低成本、低门槛、便捷化的普惠性服务为缓解中小企业面临的融资约束带来了曙光.在实践中,数字金融发展是否已经作用于中小企业科技创新,二者的作用机制又是什么?这些学界还没有定性的答案.

鉴于此,本文以创业板 2011—2020 年上市企业为样本,深入分析了数字金融对中小企业科技创新的激励效应,并考察了数字金融激励中小企业科技创新的传导路径,最后通过企业的地域特征和行业特征进行了异质性分析.

金融对创新的影响一直是学术界的热点问题.已有文献多数关注传统金融发展对技术创新的影响^[1-2].学者研究发现,传统金融通过扩大金融规模、优化金融结构、提升金融效率等能够对企业技术创新产生显著的正向影响.传统金融激励企业技术创新的机制主要有降低交易成本、缓解融资约束、加大研发资金投入等多种方式^[3].

尽管传统金融的发展在一定程度上推动了企业技术创新,但对于中小企业来说,融资难仍然是科技创新过程中最大的问题和障碍.以共享、便捷、低成本、低门槛为特征的数字金融,能否缓解中小企业的融资难题,进而驱动中小企业技术创新,是一个值得探究的现实问题.学者对此做了如下研究:一是数字金融缓解企业融资约束方面.文献[4]认为数字金融对于缓解企业融资约束至关重要,数字金融主要通过改善融资结构和市场化水平、降低企业融资费用和杠杆水平等微观路径作用于企业融资约束.文献[5]认为数字金融能够缓解企业长期资金约束从而抑制企业短贷长投,缓解企业投融资期限错配现象.二是数字金融激励企业技术创新方面.文献[6]借助新三板上市企业数据研究了数字金融对中小企业科技创新的激励效应,并发现在中西部地区的影响效应更为显著.文献[7]基于 2011—2018 年沪深两市 A 股上市公司数据研究发现数字金融能够提升企业创新绩效,并能减少企业的策略性创新行为,数字金融通过缓解融资约束、促进企业增加研发投入

收稿日期:2023-01-18;修回日期:2023-02-11.

基金项目:国家社基重大项目(21&ZD084);河南省重点研发与推广专项(软科学)(222400410157).

作者简介:任经辉(1975—),男,河南罗山人,河南工学院副教授,主要从事习近平经济思想和区域产业经济创新发展研究,E-mail:1265154933@qq.com.

通信作者:李爱真(1979—),女,河南登封人,河南工学院教授,主要从事产业经济和金融方面研究,E-mail:13837361357@163.com.

等路径激励企业创新。

通过梳理相关文献发现,随着数字金融的发展,学者对数字金融相关的研究逐渐增多,但总体来看,相关文献对数字金融如何影响微观经济主体创新,特别是对中小企业技术创新的研究还相对较少,且不够深入。本文重点关注中小企业,尝试揭示数字金融对中小企业科技创新的影响机制。

本文的边际贡献主要有:(1)文献多以沪深两市样本数据为研究对象,对中小企业研究较少,本文以创业板数据为样本,聚焦中小企业,深入分析数字金融对中小企业科技创新的激励效应。(2)文献多数分析短期效应,数字金融对中小企业技术创新的长期效应如何鲜有涉及,本文进一步检验了数字金融对中小企业科技创新的长期影响,以期制定数字金融长期发展战略提供参考。

1 理论分析与假设

1.1 数字金融与中小企业科技创新

科技创新驱动经济高质量发展。中小企业是科技创新中最为活跃的中坚力量,然而银行等传统金融机构由于存在对中小企业的“信贷歧视”,“融资难、融资贵”一直是中小企业难以根本解决的全局问题,而融资难问题直接影响中小企业技术创新,进而影响经济健康稳定增长。

数字金融作为一种高效率、普惠性的全新金融服务模式,为解决中小企业技术创新的融资约束问题带来了新契机。数字金融借助大数据和云计算能够大大提高信息获取和处理加工能力,从而降低融资成本。数字金融具备的“长尾”特征,使得金融资源得以更加合理的配置到中小企业主体。数字金融还能够通过大数据和人工智能技术帮助中小企业进行风险控制和管理,从而提升中小企业的融资效率,推动其科技创新能力。

另一方面,数字金融二级指标有覆盖广度、使用深度和数字化程度。覆盖广度、使用深度和数字化程度的扩大和加深增加了数字金融的用户数量和比例,使得数字金融延伸到更多的细分行业,如支付、信贷、投资等,并提升数字金融的便利性、降低其利率成本,有助于打通数字金融服务“最后一公里”,满足无法得到有效融资服务的中小企业的需求,进而推动中小企业科技创新。

基于此,提出假设1:数字金融能够激励中小企业进行科技创新,而且数字金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度的提升都对中小企业科技创新有显著支持作用。

1.2 基于融资约束的中介效应

数字金融的出现,从以下方面缓解了中小企业在科技创新过程中“融资难、融资贵”的现象。

(1)数字金融为中小企业提供更多的融资渠道。随着数字金融的快速发展,多种多样金融服务产品应运而生,如电商主导型融资服务、网贷平台主导型融资服务以及传统商业银行主导型融资服务等,这些产品依靠庞大的用户群体和自身信息技术优势,凭借其“长尾”特点,为传统金融机构难以触达的中小企业群体,提供了个性化的金融产品。

(2)数字金融为中小企业提供低成本、便利性和无歧视性的融资方式。数字金融减少搜索匹配成本,运用区块链、大数据实现信息的挖掘、存储、筛选、匹配和甄别,有效缓解了借贷双方的信息不对称,不但提升企业信息的可信度、完整度和准确度,而且能够较为快捷准确地完成征信资格的验证,同时,数字金融减少申贷流程、提升融资效率。数字金融可以绕开以商业银行为代表的传统金融中介机构,直接实现信息查询、识别、筛选和产品定价,促进供需双方直接达成交易。

(3)数字金融为中小企业提供个性化的融资服务。数字金融的发展,使得提供个性化服务变得容易,从“千人一面”模式转化为“千人千面”模式,精准获得中小企业风险状况、财务现状信息,并进行高效率对接和服务,实现高精度画像。通过互联网交易平台,供需双方可以更有效对接,不受时间和空间的限制自行匹配,实现信息透明和对称的最大化,从而开展精准营销、多元化服务、个性化推荐等,大大提高资金优化效率。

为此提出假设2:数字金融通过缓解中小企业的融资约束提高其科技创新能力。

1.3 基于地域特征和行业特征的异质性

1.3.1 地区异质性

我国不同区域发展不平衡,东部发达,西部相对落后,金融资源的分配存在同样的现状,东部和中部金融

资源较为丰富,西部相对匮乏.就东中部而言,东部地区汇聚了更多金融机构,中小企业传统融资方式更为丰富,面临的融资约束较低,数字金融可能只是对传统金融服务的补充和升级,起到“锦上添花”的作用,而对于中部地区,数字金融填补了传统金融无法满足的需求,降低了中小企业的融资门槛,在融资服务方式和融资渠道方面都起到“雪中送炭”的作用.因此,尽管数字金融发展对东部和中部都有显著激励作用,但对中部地区中小企业的激励要大于东部地区.为此提出假设 3a:数字金融发展显著提升东中部地区中小企业科技创新,而且对中部的激励效应大于东部地区,对西部地区激励效应不显著.

1.3.2 行业异质性

不同行业的企业,对研发创新的重视程度不同,进而研发投入强度也不相同.如高科技企业和非高科技企业.高科技企业大多是知识密集和技术密集型企业,面临较大科技创新压力,较强的融资约束和较为激烈的市场竞争.而非高科技企业如农、林、牧等行业,大多创新意愿不强.因此,数字金融技术的出现,对高科技企业无疑是一针“催化剂”,能够更高效、快捷、低成本地满足高科技企业科技创新的资金需求,促进其开展技术研发,实现科技创新.为此提出假设 3b:数字金融对高科技企业的科技创新激励更显著,对非高科技企业创新激励不明显.

2 研究设计

2.1 样本变量与数据来源

本文选取创业板 2011—2020 年挂牌企业数据作为研究样本.并作以下处理:(1)剔除金融类、房地产类、ST 上市公司;(2)剔除样本期内 IPO 公司,保留样本期内至少有 3 年连续经营数据的公司;(3)为了避免离群值,对主要连续变量进行 1%以下和 99%以上缩尾处理.最终得到 762 家上市公司数据.所有上市公司数据来自 wind 数据库,专利数据来自 CNRDS 数据库.

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量:企业科技创新水平(inrd)

关于企业科技创新水平,学者大多从两方面进行测度,分别是创新投入和创新产出.创新投入多用创新投入费用或创新投入强度表示.而创新产出多用专利申请数表示.参照文献[8]的做法,本文采用上市企业创新投入强度衡量企业的技术创新水平.具体计算公式如下:

$$\text{公司创新投入强度} = \frac{\text{研发投入总额}}{\text{年末营业收入}}$$

2.2.2 核心解释变量:数字金融指数(dif)

选用北京大学数字金融研究中心编制的省级数字普惠金融指数(2011—2020)表示,既包括总指数,也包括二级指数,即数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和数字金融数字化程度.由于数字金融指数的数值与企业技术创新强度数值差异较大,为了使回归结果适中,将所有数字金融指数指标都除以 100 进行处理.

2.2.3 中介变量:融资约束(sa)

测度融资约束的指标有很多,最常见的是 sa 指数,原因有三,其一是构建 sa 指数的指标大多是外生性变量,可以减少回归结果的内生性偏误;其二,用于计算 sa 指数的指标便于获得,容易计算;其三,sa 指数相对稳健.用 sa 作为衡量融资约束的指标,其计算公式为:

$$sa = -0.737 \times s + 0.43 \times s^2 - 0.04a, \quad (1)$$

其中, s 表示上市企业规模,本文用企业年末总资产的自然对数表示, a 表示企业年龄, $a = \text{当前年份} - \text{成立年份} + 1$.

2.2.4 控制变量

参考相关文献,本文选择的控制变量主要有企业年龄(age)、企业规模(size)、资产负债率(alr)、资产报酬率(roi)、固定资产净利润率(froi)、股权集中度(top1)、现金比率(cash)、财务杠杆率(dfl)、管理费用率(mer)、政府补助强度(sub).另外,本文还控制了时间变量和行业变量.

所有变量的符号、计算公式及描述性统计结果如附表 I、II 所示.

3 实证回归结果

3.1 基准线性回归结果

本文首先分析数字金融对中小企业科技创新的总体影响.选取中小企业年度研发投入强度作为被解释变量,设置模型如下:

$$\text{inrd}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dif}_{it} + \alpha_2 C_{it} + Y_t + I_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中下标 i 表示第 i 个企业 ($i=1,2,\dots,762$), t 表示年份 ($t=2011,2012,\dots,2020$). inrd 表示企业创新研发投入强度, dif 表示企业所在省份 t 年的数字金融总指数, C 表示控制变量的集合, Y_t 表示年份虚拟变量, I_i 表示行业虚拟变量, ϵ_{it} 为随机误差项.通过控制年份和行业,尽量减少中小企业所属行业对研发创新的影响,也减少宏观因素的干扰.在此检验中,不但检验了数字金融总指数对中小企业科技创新的影响,同时检验了数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对科技创新的影响.

为了检验数字金融水平对中小企业创新水平的影响,表 1 中第(1)列未加入控制变量,但控制了时间效应和行业效应.第(2)列是加入了控制变量,同时控制了时间效应和行业效应的回归结果.回归结果显示,不论是否加入控制变量,数字金融的系数都在 1%水平上显著为正,说明数字金融的发展显著激励中小企业的科技创新.加入控制变量之后,数字金融的系数为 1.031,在 1%水平上显著为正,说明中小企业所在地区数字金融水平每提高 1%,中小企业科技创新水平提高 1.031%.第(3)~(5)列考察了数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度对中小企业科技创新的影响,三者的回归系数分别为 1.062、0.765 和 1.118,在 1%和 5%水平上显著为正,说明各地区的数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度均能显著提升中小企业的创新水平.从而验证了假设 1.

表 1 基准线性回归结果
Tab.1 Regression results for baseline linear

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
dif	1.417*** (0.289)	1.031*** (0.223)			
difcov			0.945*** (0.201)		
difdeep				0.642*** (0.167)	
difdig					0.801** (0.359)
age		-0.0629*** (0.0132)	-0.0635*** (0.0132)	-0.0620*** (0.0132)	-0.0601*** (0.0132)
size		0.421*** (0.0794)	0.417*** (0.0794)	0.430*** (0.0793)	0.441*** (0.0794)
alr		-3.131*** (0.476)	-3.143*** (0.476)	-3.137*** (0.477)	-3.111*** (0.478)
roa		-0.537(1.367)	-0.578(1.368)	-0.557(1.369)	-0.109(1.373)
froa		0.0688** (0.0277)	0.0674** (0.0277)	0.0715*** (0.0277)	0.0723*** (0.0277)
topl		-0.0231*** (0.00460)	-0.0229*** (0.00460)	-0.0235*** (0.00460)	-0.0233*** (0.00461)
cash		0.110*** (0.0263)	0.109*** (0.0262)	0.110*** (0.0263)	0.110*** (0.0263)
dfi		-0.288** (0.120)	-0.289** (0.120)	-0.286** (0.121)	-0.296** (0.121)
mer		43.88*** (1.023)	43.83*** (1.024)	43.96*** (1.023)	44.21*** (1.024)
sub		22.56*** (3.520)	22.67*** (3.520)	22.36*** (3.521)	21.77*** (3.522)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	4.181*** (0.627)	-8.161*** (1.765)	-8.040*** (1.764)	-8.149*** (1.766)	-8.337*** (1.775)
Observations	5 347	4 868	4 868	4 868	4 868
Number of year	10	10	10	10	10

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平显著;括号中为个体层面的聚类稳健标准误.下同.

控制变量中,企业规模、固定资产净利润率、现金比率、管理费用率和政府补助强度的系数均显著为正,说明这些指标的提高能显著提升中小企业的科技创新.这一结果与预期相符.其中,企业规模越大,说明企业有更雄厚的资金积累,愿意投入更多的资金用于研发创新和长期项目中,进而维持企业的竞争优势.固定资产净利润率越大,说明企业的生产技术条件相对更好,也说明固定资产能带来更多收益,在融资过程中更容易提供抵押资产,因此,更容易获得外部资金支持来进行研发活动.现金比率的增加,说明企业能够投入科技创新的货币资金越多,从而提高科技创新水平.管理费用率的提高,在一定程度上说明企业对科技人才的重视,同时也是企业高研发投入的体现,从而可以提高企业的科技创新水平.政府补助是中小企业技术创新的重要资金来源,政府补助的增加一定程度上缓解了中小企业的融资约束,弥补了传统金融机构资金供给不足的现象.因此,提高政府补助强度可以提高企业的科技创新.

其他控制变量,如企业年龄、资产负债率、资产报酬率、股权集中度、财务杠杆率的系数为负,在一定程度上抑制了中小企业的科技创新.

3.2 中介效应检验结果

为了进一步弄清数字金融作用中小企业的科技创新机制,引入融资约束作为中介变量,检验数字金融是否通过缓解中小企业的融资约束促进科技创新.中介效应检验的回归模型如下:

$$\text{inrd}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dif}_{it} + \alpha_2 C_{it} + Y_t + I_i + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

$$\text{sa}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{dif}_{it} + \beta_2 C_{it} + Y_t + I_i + \tau_{it}, \quad (4)$$

$$\text{inrd}_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{dif}_{it} + \theta_2 \text{sa}_{it} + \theta_3 C_{it} + Y_t + I_i + \xi_{it}. \quad (5)$$

参照文献[6]的做法,若 α_1 系数为正,说明数字金融发展整体上促进中小企业科技创新发展,同时 β_1 的系数为负,则说明数字金融发展能缓解中小企业的融资约束.进一步, θ_2 的系数为负,则表明降低融资约束,可以提高企业的科技创新水平.特别的, $\beta_1 \times \theta_2 / \alpha_1$ 显著不为零,则存在中介效应,其大小即为中介效应的大小.具体回归结果见表 2.

表 2 中介效应检验结果
Tab.2 Intermediary effect test results

变量	(1)sa	(2)inrd
dif	-0.002 070 *** (0.000 795)	1.213 *** (0.246)
sa		-6.077 *** (1.319)
Controls	控制	控制
时间效应	控制	控制
行业效应	控制	控制
Constant	-20.080 0 *** (0.019 2)	-127.10 *** (26.53)
Observations	4 962	4 868
Number of year	10	10

表 2 中第(1)列表示融资约束 sa 为被解释变量,数字金融水平 dif 为解释变量的回归结果,其中数字金融水平的系数为-0.002 070,在 1%水平上显著,说明数字金融水平和融资约束负相关,提高数字金融水平,能够降低中小企业的融资约束.第(2)列企业的创新投入强度 inrd 为被解释变量,将数字金融水平 dif 和中介变量 sa 作为解释变量,同时加入控制变量,得到中介变量 sa 的系数为-6.077,在 1%水平上显著.说明降低融资约束,显著提高了中小企业的科技创新水平.由此可得,融资约束的中介效应存在,其中, $\beta_1 \times \theta_2 / \alpha_1 = (-0.002 070) \times (-6.077) / 1.031 = 0.012 2$,说明中介效应大小为 1.22%.从而验证了假设 2.

3.3 异质性检验结果

为检验数字金融对中小企业科技创新的影响是否在不同地区存在异质性,是否对高科技企业和非高科技企业存在异质性,进一步进行异质性检验.

3.3.1 不同区域的异质性检验

为此根据企业所在区域将样本划分为东部、中部和西部,分别检验数字金融对不同区域中小企业科技创新的影响.结果如表 3 所示.

表3 不同区域企业分组回归结果

Tab.3 Regression results for enterprise grouping in various regions

变量	(1)东 inrd	(2)中 inrd	(3)西 inrd
dif	1.472*** (0.324)	4.474*** (1.334)	0.177(2.287)
Controls	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
Constant	-2.261(2.000)	3.223(4.688)	-13.630** (6.794)
Observations	3 904	631	333
Number of year	10	10	10

由检验结果可知,数字金融水平的发展,对东部地区和中部地区中小企业科技创新的影响都显著为正,但西部地区虽然系数为正,但不显著。值得注意的是,中部地区的系数为4.474,大于东部地区的系数1.472,且都在1%水平上显著,这说明数字金融对中部地区上市公司科技创新的影响大于对东部地区的影响,可能是因为东部地区金融系统相对完善,金融机构能够较好地为上市企业提供融资支持,中小企业对数字金融的依赖性没有那么强,一定程度上遏制了数字普惠金融效应的发挥,而中部地区金融发展相对落后,中小企业更加依赖数字金融的支持,产生更强的边际创新效应。因此,对中部企业创新的影响更大,而西部地区由于整体发展落后,数字金融水平还没有发挥很好的效应,从而对中小企业的科技创新影响不显著。此结论验证了假设3a。

3.3.2 行业异质性检验

高新技术企业和非高新技术企业对科技创新的研发投入强度存在很大差别,因此面临的融资约束也存在很大差别。为此,依据2012年证监会行业划分标准,根据企业所在行业代码将企业划分为高新技术企业和非高新技术企业,检验数字金融对不同行业中小企业科技创新的激励效应。回归结果见表4。

表4 不同类型企业分组回归结果

Tab.4 Regression results for enterprise grouping by type

变量	(1)高新技术企业 inrd	(2)非高新技术企业 inrd
dif	1.214*** (0.251)	0.0764(0.3720)
Controls	控制	控制
时间效应	控制	控制
行业效应	控制	控制
Constant		1.233(2.777)
Observations	4,073	795
Number of year	10	10

由结果可以看出,对于高新技术企业,数字金融的影响系数为1.214,在1%水平是显著,说明数字金融的发展显著提升高新技术企业的创新水平,而对于非高科技企业,数字金融的系数为0.0764,不显著,说明数字金融对非高新技术企业的创新效应不明显。可能的原因是,高新技术企业多是新兴企业,对技术更新换代的要求更高更强烈,面临的竞争压力更大,只有不断创新,才能维持生存和发展。数字金融的出现,为高新技术企业的更好更快创新发展提供便捷有效的融资渠道,因此推动其技术创新的效应更加显著。至此验证了假设3b。

4 稳健性检验

4.1 替换核心解释变量

从创新投入角度将中小企业的创新投入强度作为核心解释变量,有可能导致回归结果高估,因为,并非所有的创新投入都会转化为创新产出。为此,在稳健性检验中,从创新产出方面,将上市公司申请发明专利数 $\text{patent1} = \ln(\text{上市公司当年申请发明专利数} + 1)$ 作为创新产出指标进行检验。回归结果见附表Ⅲ。

在以企业的发明专利申请数(patent1)衡量企业科技创新水平的情况下,附表Ⅲ中第(1)列检验数字金融总指数对企业科技创新的影响效应,系数0.394,在1%水平上显著为正,结果具有稳健性.第(2)~(4)分别检验了数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对中小企业科技创新的影响,有结果可知,数字金融的3个二级指标的系数也显著为正,与前文结果一致,可见,结果具有很强的稳健性.

4.2 长期效应检验的稳健性结果

前文检验显示,数字金融与中小企业科技创新之间存在短期效应.然而,数字金融发展是一个长期、持续的过程,那么长期来看,数字金融发展水平能否推动中小企业科技创新的不断发展,接下来通过加入数字金融水平的各阶滞后变量进行长期效应的检验.检验结果见附表Ⅳ.

将中小企业科技创新水平依次对数字金融指数的一阶至三阶滞后项进行回归,回归结果见附表Ⅳ第(1)~(3)列.可以看出,数字金融指数一阶至三阶滞后项(L.dif-L3.dif)的估计系数均显著为正,说明数字金融可长期对中小企业发挥创新激励作用.同时也验证了结果的稳健性.

5 结论与建议

中小企业作为最活跃的科技主体,一直面临“融资难、融资贵”的问题.数字金融的发展,为中小企业科技创新发展带来了机遇和希望.本文借助创业板2011—2020年上市企业数据,采用北京大学开发的数字普惠金融指数,实证检验了数字金融激励中小企业科技创新的影响效应.结果显示:(1)数字金融能够显著提升中小企业的科技创新水平.而且分维度来看,数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度也都对中小企业的科技创新水平有显著提升.(2)由中介效应检验结果可知,数字金融激励中小企业科技创新的内在逻辑是:数字金融通过缓解中小企业的融资约束,从而提高中小企业的科技创新水平.(3)数字金融对中小企业科技创新的影响效应存在地区异质性和行业异质性.就地区而言,其作用在较为发达的东部和中部地区更为显著,在欠发达的西部地区不显著.就行业而言,数字金融对高科技企业科技创新存在正向显著影响,对非高科技企业影响不显著.进一步研究发现,数字金融对中小企业的创新激励存在长期动态效应.

基于以上实证结论,提出如下政策建议:

(1)推动数字金融的健康快速发展.数字金融能够提升中小企业的科技创新水平,而且主要通过缓解融资约束激励其科技创新,这对解决中小企业一直存在的“融资难、融资贵”问题是一个很好的契机.因此应大力发展数字金融,加强数字金融基础设施建设,推动数字金融的产品种类和服务方式更新,进而拓宽数字金融的覆盖广度,加深其在各个细分行业如保险、信贷等的应用水平,进一步精简流程,降低数字金融的应用成本,提升其便利性,为中小企业研发创新提供良好的融资环境.

(2)推动数字金融在地区间协调发展.数字金融在东中部地区发挥显著作用,但在较为落后的西部作用不显著.因此,应加大西部经济欠发达地区数字金融基础设施建设,加大数字金融宣传,拓宽数字金融在西部地区的用户数量,推动数字金融在西部地区细分行业的应用.同时加大发达地区数字金融向欠发达地区的辐射,通过信息共享、技术合作等手段,缩小地区间的差异.

(3)深化数字金融在高科技企业的创新驱动效应.高科技企业创新意愿更强,面临的融资约束更大,因此,提高高科技企业数字金融资源的可得性,促进高科技企业在研发创新、人才引进方面的发展,将数字金融资源精准下沉有需要的高科技企业,推动其科技创新的快速发展,为经济高质量发展提供强劲动力.

附 录

附表Ⅰ~Ⅳ见电子版(DOI:10.16366/j.cnki.1000-2367.2023.05.008).

参 考 文 献

- [1] 庄毓敏,储青青,马勇.金融发展、企业创新与经济增长[J].金融研究,2020(4):11-30.
ZHUANG Y M, CHU Q Q, MA Y. Financial development, firm innovation, and economic growth[J]. Journal of Financial Research, 2020(4):11-30.
- [2] 王一乔,赵鑫.金融集聚、技术创新与产业结构升级:基于中介效应模型的实证研究[J].经济问题,2020(5):55-62.

- WANG Y Q,ZHAO X.Financial agglomeration, technological innovation and industrial structure upgrade: empirical research based on the mediation effect model[J].On Economic Problems,2020(5):55-62.
- [3] 千慧雄,安同良.中国金融深化对企业技术创新的影响机制研究[J].南京社会科学,2022(7):50-60.
QIAN H X,AN T L.The influence mechanism of financial deepening on technology innovation in China[J].Nanjing Journal of Social Sciences,2022(7):50-60.
- [4] 黄锐,赖晓冰,赵丹妮,等.数字金融能否缓解企业融资困境:效用识别、特征机制与监管评估[J].中国经济问题,2021(1):52-66.
HUANG R,LAI X B,ZHAO D N,et al.Can digital finance ease the corporate financing difficulties? utility identification,feature mechanism,and regulatory evaluation[J].China Economic Studies,2021(1):52-66.
- [5] 翟淑萍,韩贤,陈曦.数字金融对企业投融资期限错配的影响及其路径分析:基于“短贷长投”视角[J].广东财经大学学报,2021,36(4):96-110.
ZHAI S P,HAN X,CHEN X.The impact and its mechanism of digital finance on the mismatch of investment and financing term:based on the perspective of “investment with short-term financing”[J].Journal of Guangdong University of Finance & Economics,2021,36(4):96-110.
- [6] 刘莉,杨宏睿.数字金融、融资约束与中小企业科技创新:基于新三板数据的实证研究[J].华东经济管理,2022,36(5):15-23.
LIU L,YANG H R.Digital finance, financing constraints, and technological innovation of medium and small-sized enterprises: an empirical study based on the data of the new OTC market[J].East China Economic Management,2022,36(5):15-23.
- [7] 申明浩,谭伟杰.数字金融发展能激励企业创新吗?:基于中国上市企业的实证检验[J].南京财经大学学报,2022(3):66-77.
SHEN M H,TAN W J.Can digital finance development stimulate enterprises innovation? an empirical study of listed companies in China [J].Journal of Nanjing University of Finance and Economics,2022(3):66-77.
- [8] 杨先明,杨娟.数字金融对中小企业创新激励:效应识别、机制和异质性研究[J].云南财经大学学报,2021,37(7):27-40.
YANG X M,YANG J.The incentive of digital finance on the innovation of small and medium-sized enterprises: utility identification, mechanism and heterogeneity research[J].Journal of Yunnan University of Finance and Economics,2021,37(7):27-40.

Research on stimulation of digital finance on technological innovation in small and medium-sized enterprises

Ren Jinghui^a, Li Aizhen^b

(a. Institute of Intelligent Social Issues; b. School of Economics, Henan Institute of Technology, Xinxiang 453003, China)

Abstract: This study empirically investigates the impact and transmission mechanism of digital finance on technological innovation in SMEs, using a sample of companies listed on the Growth Enterprise Market from 2011 to 2020. The findings reveal that digital financing greatly enhances the level of technological innovation in SMEs, displaying both structural characteristics and long-term effects. The analysis of the mechanism test shows that digital finance primarily stimulates technological innovation by alleviating their financing constraints faced by SMEs. Heterogeneity test demonstrate regional and industry disparities in the incentive effect of digital finance. Specifically, the eastern and central regions exhibit more pronounced effects of digital finance, particularly in high-tech enterprises where it exerts a stronger positive influence.

Keywords: digital finance; small and medium-sized enterprises; technology innovation; financing constraints

[责任编辑 陈留院 赵晓华]

附表 I 主要变量的定义及计算公式

Attached tab. I Definition and calculation formula of main variables

变量类型	指标	变量符号	计算方法
被解释变量	研发投入强度	inrd	企业研发支出总额/年末营业收入
	发明专利申请	patent1	(企业发明专利申请+1)取对数
解释变量	数字金融总指数	dif	数据来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》
	覆盖广度	difcov	
	使用深度	difdeep	
	数字化程度	difdig	
中介变量	融资约束	sa	$ sa = -0.737 \times s + 0.043 \times s^2 - 0.04 \times a $
控制变量	公司规模	size	企业年末总资产取自然对数
	企业年龄	age	当前年份-成立年份+1
	资产负债率	alr	企业年末负债总额/年末总资产
	资产报酬率	roa	企业利润总额/年末总资产
	固定资产净利润率	froa	净利润/固定资产
	股权集中度	top1	第一大股东控股比例
	现金比率	cash	货币资金/流动负债
	财务杠杆率	df1	企业年末总负债/年末总资产
	管理费用率	mer	企业年末管理费用/年末营业收入
	政府补助强度	sub	政府补助总额/年末营业收入

附表 II 主要变量的描述性统计结果

Attached tab. II Descriptive statistics of main variables

变量	Mean	SD	Min	p50	Max
inrd	7.330	6.640	0.020	5.260	98.39
patent1	3.520	1.380	0	3.640	8.050
dif	2.780	0.930	0.180	2.940	4.320
difcov	2.590	0.900	0.030	2.740	3.970
difdeep	2.840	1	0.130	2.980	4.890
difdig	3.290	1.080	0.080	3.740	4.620
sa	3.010	0.980	0.110	2.880	9.130
size	21.29	0.86	18.35	21.19	25.78
age	20.59	4.370	6	20	37
alr	0.310	0.190	0.010	0.290	3.510
roa	0.050	0.110	-1.840	0.060	0.770
froa	0.710	16.64	-1013	0.380	498.600
top1	30.61	12.83	3	28.98	89.85
cash	1.780	4.110	-4.360	0.680	129.300
df1	1.59	33.30	-81.34	1.01	2403
mer	0.130	0.140	0	0.100	4.670
sub	0.010	0.030	-0.010	0	1.240

附表Ⅲ 稳健性回归(1)结果
Attached tab.Ⅲ Robust regression results(1)

变量	(1)patent1	(2)patent1	(3)patent1	(4)patent1
dif	0.394*** (0.024 6)			
difeov		0.396*** (0.025 4)		
difdeep			0.354*** (0.022 9)	
difdig				0.299*** (0.020 5)
Controls	控制	控制	控制	控制
Constant	-2.420*** (0.574)	-2.350*** (0.575)	-2.580*** (0.574)	-2.623*** (0.576)
Observations	4 691	4 691	4 691	4 691
Number of year	10	10	10	10

附表Ⅳ 稳健性回归(2)结果
Attached tab.Ⅳ Robust regression results(2)

变量	(1)inrd	(2)inrd	(3)inrd
L.dif	0.468* (0.242)		
L2.dif		0.429* (0.241)	
L3.dif			0.538** (0.243)
Controls	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
Constant	-5.774*** (1.957)	-6.116*** (1.966)	-5.622*** (1.965)
Observations	4 749	4 734	4 733
Number of year	10	10	10