数字金融何以赋能企业新质生产力

李嘉宁，方 懿，李治宇

（河北经贸大学经济研究所，石家庄 050061）

摘要：数字金融已成为促进新质生产力发展的关键力量。利用2011—2023年上市公司数据和北京大学编制的数字金融指数，从微观企业层面实证检验了数字金融对企业新质生产力的作用机制。研究发现：数字金融对企业新质生产力的发展具有显著的正向影响，这一结论在经过一系列检验后依然稳健；机制检验表明，数字金融通过“数字赋能”和“投资赋能”两个渠道促进企业新质生产力提升；数字金融对新质生产力影响在不同类型的企业间存在异质性特征，数字金融对非国有企业、高科技企业、非重污染企业的正向影响更为显著。研究结论为数字金融更好地赋能企业新质生产力发展提供了理论依据和政策启示。

关键词：数字金融；新质生产力；赋能

中图分类号：F832 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)08－0250－07

发展新质生产力已成为当前和未来一段时期内各国竞争的焦点，也被认为是提升经济竞争力和可持续发展能力的关键。新质生产力以创新为主导，突破了传统经济增长模式和生产力发展路径，这一概念的提出是对马克思主义生产力理论的创新发展，对于推动经济高质量发展具有重要的理论和现实意义[1]。从发展实践看，新质生产力通过技术整合和应用，极大提升了生产效率和创新能力，推动了生产方式和产业形态的根本性变革，已成为实现经济高质量增长的重要动力源。

金融是实体经济的血脉，可以促进各类生产要素的合理流动和优化组合，如果企业缺乏金融的有力支持，就难以推动科技成果迅速转化为新的生产力。因此，稳定充足的金融支持是企业开展创新活动的重要保障，高效的金融服务更有助于提升企业创新质量。数字金融作为传统金融与新兴数字技术融合产生的新型金融服务模式，兼具数字经济与金融工具的双重特性，通过促进数字技术应用极大提高了金融服务的效率并优化资源配置[2]。数字金融具有高效、灵活和访问便捷性为企业提供了快速的资金获取渠道，这有助于企业迅速响应市场变化，加速创新和扩张，成为发展新质生产力的重要推动力量[3]。

随着新一轮科技革命的到来，数字金融如何赋能新质生产力已成为重要的实践命题。企业是科技创新的主体，尽管中国企业的创新数量已有大幅增长，但大部分企业仍处于全球价值链的中低端，亟须加快塑造竞争优势[4]。如何通过优化金融资源配置效率提升创新能力，成为企业在新质生产力提升过程中迫切需要解决的问题。虽然已有文献关注到数字金融对区域新质生产力的影响，但宏观层面的数据并不能完全反映微观企业层面的真实运行情况，鲜有学者关注企业层面新质生产力的影响机制和发展潜力。现有研究还忽略了不同行业间的差异，如果深入理解这些差异，可以为数字金融更好地服务实体经济提供重要的实践启示。

本文的边际贡献主要在于：从微观企业层面探究了数字金融对企业新质生产力的影响，为提升市场主体发展活力提供新的经验证据；从数字赋能和投资赋能双重视角分析了数字金融对企业新质生产力传导路径，对现有文献进行了有益补充；从企业产权性质、科技发展水平、污染排放程度方面探讨数字金融对行业新质生产力影响的差异，为制定更为精准的激励措施提供理论支持和决策依据。

1 理论机制与研究假说

1.1 数字金融对企业新质生产力的影响

新质生产力的提升更多依赖于企业的创新，而

收稿日期：2025-12-16

基金项目：河北经贸大学研究生创新能力培养资助项目(XJCX202551)

作者简介：李嘉宁(1999—)，男，河南洛阳人，硕士研究生，研究方向为绿色经济理论与政策；方懿(2001—)，女，浙江宁波人，硕士研究生，研究方向为绿色经济与公共政策评估；通信作者李治宇(1977—)，男，河北保定人，博士，副研究员，研究方向为绿色经济理论与政策。

创新对于企业来说具有高成本和高风险的特征,进而使得其受到创新成本和融资成本双高的约束。与传统金融不同,数字金融通过金融服务创新实现服务实体经济的“靶向性”和“普惠性”,在推动技术应用、引导资源高效配置等方面具有独特优势[5]。通过为企业技术创新提供资金支持,促进新一代数字技术的研发与应用,不仅能帮助企业增加研发投资,还可以加速创新成果的商业化进程,提升创新的数量和质量。从理论上讲,数字金融作为一种新型金融服务模式出现,打破了传统金融服务的边界,突破了时间和地域限制,刺激了企业创新[6]。因此,数字金融能够间接帮助企业降本增效,挖掘商业空间,推动企业生产方式变革,也推动了产业新业态和新模式不断涌现。借助技术手段对金融产品和业务流程进行赋能或升级,推动了企业更好地实现包容性增长。基于此,提出如下假设。

H1:数字金融的发展能够促进企业新质生产力的提升。

1.2 数字金融影响企业新质生产力的作用机制

1.2.1 数字赋能机制

新一轮科技革命背景下,数字技术的应用极大促进了企业创新发展,数字技术不仅促进了技术变革,也有助于提升企业的管理效率,进而加快企业实现“效率变革”。数字技术的广泛应用能够迅速促进知识和信息的传播,同时也能降低企业在创新过程中的成本。企业通过数字化转型能够开发和利用独特的数字资源和能力,如大数据分析和人工智能,这些成为企业竞争优势的新来源。企业利用数字化技术,不仅实现技术创新,而且加快了商业模式的变革,提高了管理效率,为企业发展提供了新动能。发现数字技术的应用还可以帮助企业可以更好地借助超大规模市场、海量数据优势,形成传统技术模式改造升级和新兴技术应用的现实场景,进而加快技术成果实现产业化[7]。数字金融发展能够为企业提供更多资金方面和技术方面的支持,为企业提供了更多融资渠道,助力企业采用先进数字技术提高生产效率,企业能利用更多资源优化生产流程,不仅有助于企业建立积极的社会形象,还能增强其成长潜力和长期价值。这一过程提高了信息流通的速度和透明度,降低了交易成本,优化了供应链管理,促进业务多元化,增强了企业的核心竞争力,还通过组织能力和流程的更新,使企业能够更灵活地适应市场变化,提高其市场竞争力,也为企业新质生产力的提升奠定了基础。基于此,提出如下假设。

H2:数字金融通过促进数字化转型提升企业新质生产力。

1.2.2 投资赋能机制

企业发展新质生产力需要金融支持,然而大部分企业普遍面临融资约束和金融资源错配问题。传统金融因信息不对称而依赖抵押物放贷,而数字金融通过利用大数据、人工智能等先进技术,提高了金融机构对企业信用评估的准确性,可以缓解金融市场中的信息不对称问题,减少对抵押品的依赖,从而增加企业的信用贷款机会,提升信贷获取便利性,有利于扩大金融市场规模[8]。数字技术的应用提升了传统金融机构的服务能力和内在动力,通过创新模式和产品业务改善同质化竞争,能够低成本处理海量数据,实现不同主体之间信息匹配,可以更便捷地为具有前景的项目提供资金支持,从而减少创新企业的融资约束。数字金融能够为更多类型的企业提供便捷的金融支持,降低金融服务门槛和成本,弥补传统金融服务的不足,规避金融市场中的逆向选择和道德风险问题,实现信息的高效率匹配。黄锐等[9]利用中国创业板上市公司的数据研究发现,数字金融显著缓解了融资约束,为企业开展创新活动提供了资金保障、并对企业创新产生了激励作用[8]。

金融错配是指金融资源未能有效分配给产出效率更高的部门,融资能力与经营效率的不匹配是金融错配的典型表现,它削弱了资产专用性,降低了金融服务的质量和效率。金融错配对企业新质生产力的发展主要有两方面负面影响。一是促进寻租行为,企业可以通过非市场手段获得超额利润从而削弱企业通过技术创新提升效率的动机;二是地方政府倾向于支持短期、快速回报的项目,忽视长期、高风险的创新项目,导致企业依赖传统技术模式,缺乏创新动力。金融错配还降低了金融市场对创新项目的识别能力,增加了技术创新的风险[4]。数字金融对宏观经济有重大影响,在企业投资行为中发挥着重要作用。数字金融的发展提高了金融作为中介的信息搜集能力,金融机构利用大数据建模提高风险管理能力,对企业进行更准确的风险评估,从而更有效地把控借贷过程中的风险与信用[11]。数字金融的灵活性允许企业根据自身需求定制融资方案,降低企业融资成本,可以帮助创新项目及时获得资金支持,这种资源的精准配置有助于企业提高生产效率,进而推动企业新质生产力的提升。基于此,提出如下假设。

H3a：数字金融通过缓解融资约束提升企业新质生产力；

H3b：数字金融通过缓解金融错配提升企业新质生产力。

2　研究设计

2.1　数据来源

选取 2011—2023 年中国 A 股上市公司作为研究样本，初始数据来源于国泰安数据库和 Wind 数据库，上市公司年度财务报告来自巨潮资讯网，数字金融指数来源于《北京大学数字普惠金融指数》。根据以往研究，对数据进行预处理：剔除 PT 和 ST 类上市公司以及金融类企业数据；删除财务数据严重缺失的企业；删除资不抵债的上市公司数据；对所有数据进行上下 1%的缩尾处理。经过数据整理，得到样本观测值 27 995 个，表 2 展示了主要变量的描述性统计结果。

2.2　模型设定

本文旨在探讨数字金融对企业新质生产力的影响，为了控制企业因素和时间趋势的影响，采用双向固定效应模型控制了个体效应和时间效应进行估计，具体模型为

$$Npro_{it} = \partial_0 + \partial_1 dfin_{it} + \partial_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：i 为不同企业；t 为年份；X_{it} 为其他控制变量；∂_0 为常数项；∂_1、∂_2 为估计系数；μ_i、δ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应；ε_{it} 为随机扰动项。

2.3　变量说明

2.3.1　被解释变量

被解释变量为企业新质生产力。参考已有研究基于马克思的生产力三要素理论，构建包括劳动者和劳动资料和劳动对象三个维度的指标体系，其中劳动力侧重创新能力、技能水平和知识水平；劳动资料突出了研发费用的增加对劳动工具的提升作用，最后使用熵值法求出指标权重及企业新质生产力综合指数[12]。

2.3.2　核心解释变量

核心解释变量为数字金融指数（dfin），参考温亚东和郭峰[13]的做法，将上市公司的注册所在地与第五期《北京大学数字普惠金融指数》进行匹配，采用数字普惠金融市级总指数衡量数字金融发展，并将省级层面数字金融发展指数作为后文稳健性检验的替代解释变量[14]。

2.3.3　控制变量

控制变量包括公司层面和治理特征层面两类变量。公司特征方面选取企业规模、企业年龄、资产负债率、流动比率、资产收益率；治理特征方面选取股权集中度、董事会规模作为控制变量。为了避免时间趋势的影响以及不随时间变化因素的影响，模型中加入了年度和企业个体固定效应。各变量定义如表 1 所示。

表 1　企业新质生产力指标

生产力三要素	一级指标	二级指标
劳动力	活劳动 1	研发人员薪资占比
	活劳动 2	研发人员占比
	活劳动 3	高学历人员占比
劳动资料	硬科技 1	研发费用-折旧摊销比
	硬科技 2	研发费用-租赁费占比
	硬科技 3	研发费用直接投入占比
	硬科技 4	无形资产占比
	软科技 1	总资产周转率
	软科技 2	权益乘数倒数
劳动对象	物化劳动 1	固定资产占比
	物化劳动 2	制造费用占比

3　实证分析

3.1　变量描述性统计

为使数据更加平稳，除按比例测算的数据，其余数值型变量取自然对数进行处理，各变量描述性统计结果如表 2 所示，企业新质生产力发展水平的均值为 4.842，中位数为 4.748，表明企业新质生产力数据基本上呈正态分布，符合研究条件。同时企业新质生产力的最大值为 13.17 与最小值 0.464 之间存在较大差距，表明不同企业间新质生产力发展存在差距。除资产收益率外，其他变量的标准差均小于均值，说明各变量的离散系数较小，样本数据具有较好的稳定性。

3.2　基准回归结果

基于前文构建的双向固定效应模型，检验数字金融与企业新质生产力的关系。模型回归结果如表 3 所示。其中，列（1）是不考虑控制变量时，数字金融对于企业新质生产力的影响。表 3 列（2）和

表 2　描述性统计结果

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业新质生产力	27 995	4.842	2.563	0.464	13.170
数字金融指数	27 995	2.317	0.753	0.213	3.611
企业规模	27 995	5.997	1.966	3.167	13.220
企业年龄	27 995	11.560	7.784	0.000	34.000
资产负债率	27 995	0.439	1.081	0.195	0.886
流动比率	27 995	0.566	0.204	0.087	0.949
资产收益率	27 995	0.038	0.220	−0.348	7.445
股权集中度	27 995	37.000	16.530	0.290	98.640
董事会规模	27 995	8.480	1.686	0.000	18.000

列(3)是逐步增加控制变量之后数字金融对企业新质生产力的影响。结果表明,数字金融显著促进企业新质生产力发展,且在5%的水平上显著,H1得到证实。

3.3 稳健性分析

3.3.1 替换解释变量

在基准回归中,使用了市级层面的数字金融综合指数作为数字金融的代理变量来进行研究,为了进一步研究数字金融对企业新质生产力的影响,使用省级层面的数字金融综合指数作为替换解释变量来进行稳健性检验。回归结果为表4的列(1)所示,省级层面的数字金融综合指数在1%的水平上显著为正,进一步说明数字金融发展可以促进企业新质生产力的提升。

表3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力
数字金融指数	0.467***	0.491*	0.536**
	(1.604)	(1.645)	(1.761)
企业规模		−0.239***	−0.276***
		(−2.964)	(−4.301)
企业年龄		0.401***	0.432***
		(−5.536)	(−5.936)
资产负债率		0.013*	0.008
		(−0.096)	(0.061)
流动比率		−4.590***	−4.871***
		(−18.130)	(−18.053)
资产收益率		−0.190	−0.884**
		(−1.555)	(−3.253)
股权集中度			0.525
			(0.454)
董事会规模			0.005
			(0.309)
常数项	3.997***	6.830***	6.652***
	(5.995)	(10.132)	(9.469)
控制变量	否	是	是
企业固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
拟合优度	0.757	0.791	0.791

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

3.3.2 剔除异常年份

考虑到在样本期间内,新冠肺炎疫情对企业的影响,剔除2020—2022年3年的数据,以减少异常年份对回归结果的影响。从表4列(2)的回归结果来看,数字金融的影响系数在5%的水平上显著为正,表明在剔除异常年份后,数字金融仍对企业新质生产力的提升有正向促进作用。

3.3.3 剔除异常城市

由于直辖市往往具有较大的经济特殊性,为了减少上述城市对研究结果的影响,删除北京、上海、天津、重庆4个直辖市的样本企业后回归。从表4列(3)的检验结果看,数字金融对新质生产力的影响在1%的水平上显著为正,表明排除直辖市企业样本后,数字金融对企业新质生产力正向影响关系依然成立,H1成立。

3.3.4 内生性检验

理论上,数字金融发展可以助力企业经营,进一步促进新质生产力的提升,但由于在企业成长过程中的多元化金融需求又可以促进金融机构加快创新,进而促进数字金融发展,即企业新质生产力提升与数字金融发展之间可能存在反向因果关系。因此,有必要对实证模型进行内生性讨论。参考刘靖宇等[15]的做法,选取解释变量滞后一期作为工具变量进行内生性检验。表4列(4)和列(5)报告了回归结果,各工具变量第一阶段回归系数在1%的水平上显著为正,表明模型不受弱工具变量的影响。第二阶段回归系数同样在1%的水平上显著为正,表明数字金融能显著促进企业新质生产力提升的结论成立。

表4 稳健性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力	数字金融指数	企业新质生产力
省级数字金融指数	0.003 3*				
	(1.705)				
数字金融指数		0.536 8**	0.598 4**		0.982 4***
		(1.760)	(2.027)		(5.427)
L.数字金融指数				0.424 7***	
				(26.542)	
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.790	0.790	0.790	0.740	0.790

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

4 机制检验

为了进一步检验数字金融是否能够通过数字赋能和投资赋能促进企业新质生产力提升，借鉴江艇[16]、秦芳等[17]的做法，构建中介效应检验模型。首先，基准回归结果已证实了数字金融对企业新质生产力有显著促进作用。其次，检验数字金融发展对中介变量的影响，这是中介效应存在的必要条件。最后，考察中介变量对企业新质生产力的影响。

根据前文理论分析，数字金融能够促进企业数字化转型实现数字赋能企业新质生产力。数字化转型指标的选取，采用文本分析方法整理上市公司年报中数字化转型词频的数据来衡量[18]。检验结果如表5列(1)所示，数字金融对数字化转型的估计系数显著为正，这意味着数字金融能够促进企业数字化转型。表5列(2)进一步检验了数字化转型对企业新质生产力的正向促进作用，H2得到验证，即数字金融通过数字赋能促进企业新质生产力发展。

另一个机制是数字金融能够通过缓解企业融资约束和改善企业金融错配实现投资赋能企业新质生产力。融资约束采用SA指数的绝对值来衡量，数值越大，说明企业面临的融资约束越强；金融错配采用企业的资金使用成本与所在行业的平均资金使用成本的偏离度来衡量，偏离度越大，说明企业所承担的信贷错配程度越大。表5列(3)报告了融资约束的中介机制检验结果，可以看出融资约束变量的估计系数显著为负，表明随着数字金融发展水平的提高，融资约束可以得到有效缓解。金融机构对企业信息有了足够的了解，可以极大增强对企业的信任，减少企业的融资约束，帮助企业获得更多的融资资金。在获得融资资金后，企业可以进行必要的研发投入和创新发展，这有助于提高企业新质生产力水平。表5列(5)和列(6)为金融错配的中介效应检验，虽然减少金融错配可以提升企业新质生产力，数字金融对于金融错配呈现负向影响，但后者统计上并不显著。可能的原因是金融错配不仅涉及金融供给问题，更涉及金融资源是否分配到经济效益更高的项目上，对于创新型项目可能短期内不一定能带来明显的经济效益，数字金融的作用更多体现在缓解融资约束，但对提高投资效率也起到积极促进作用。

5 异质性

为进一步分析数字金融对不同类型企业新质生产力的影响差异，从企业所有权性质、是否为高新技术企业以及行业类型情景角度分析异质性特征。

在企业所有制性质层面，将企业分为国有企业和非国有企业两种类型。根据表6列(2)和列(3)的回归结果，数字金融对两种类型企业新质生产力的回归系数都显著为正，但对于非国有企业的影响系数明显大于国有企业，表明数字金融发展更有助于非国有企业新质生产力的提升。可能的原因在于非国有企业的所有者通常是创业者或投资者，他们更加注重利润和市场份额的增长，为了获得更多的利润，非国有企业在经营过程中更加注重效率和创新。在市场竞争中，非国有企业通常更加灵活快速地适应变化，更具有应变能力，所以非国有企业更能够紧跟科技进步的潮流利用数字金融的赋能来提升市场竞争力。

表5 中介机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	数字化转型	企业新质生产力	融资约束	企业新质生产力	金融错配	企业新质生产力
数字金融指数	0.537***		−0.011***		−0.043	
	(1.760)		(0.758)		(−0.751)	
数字化转型		0.131***				
		(1.824)				
融资约束				−0.192***		
				(−8.537)		
金融错配						−0.107**
						(−8.495)
常数项	6.653***	7.944***	5.644***	0.140	0.152	−3.041***
	(9.469)	(21.543)	(−67.260)	(−1.217)	(0.807)	(14.751)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.790	0.757	0.726	0.726	0.960	0.967

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

表 6　异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力	企业新质生产力
数字金融指数	0.536**	0.467*	0.847**	1.143***	0.742	0.031	1.127**
	(1.760)	(1.604)	(2.713)	(3.749)	(5.744)	(0.027)	(3.542)
常数项	6.652***	3.996***	2.495***	1.547***	7.557**	1.454**	2.531**
	(9.469)	(5.955)	(3.714)	(7.527)	(7.446)	(7.653)	(2.456)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.791	0.765	0.730	0.736	7.452	0.767	.0.814

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

行业分类层面,从科技创新水平和污染排放水平两个方面进行分析。根据《战略性新兴产业分类目录》和经济合作与发展组织(OECD)相关文件[19],并对照《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》,将企业分为高科技企业和非高科技企业并进行异质性分析,具体的回归结果如表 6 列(4)和列(5)所示,数字金融对高科技企业的新质生产力的影响系数为 1.224,并在 1%的水平上显著,而对于非高科技型企业回归系数并不显著。其次,考虑到不同企业的能源消耗程度存在较大差异,参照 2008 年颁布的《上市企业环保核查行业分类管理名录》对行业类别设置虚拟变量,重污染行业为 1,非重污染行业为 0。回归结果如表 6 列(6)和列(7)所示。结果表明,数字金融对非重污染企业新质生产力的回归系数为 1.113,在 5%的水平上显著,而对重污染企业的影响并不显著。可能的原因在于高科技型企业和非重污染企业的产品更具有成本优势和市场竞争力,投资回报率较高,数字金融能够促进这些企业内部的技术创新与管理创新,从而更有助于促进企业新质生产力的提升。

6　结论和建议

6.1　结论

本文从理论和实证层面探讨了数字金融对企业新质生产力的影响,得出以下研究结论:①数字金融发展可以促进企业提升新质生产力水平,通过采用替换核心变量的测度方法、剔除部分干扰因素影响和工具变量等方法进行稳健性测试,结论依然成立。②数字金融主要通过数字赋能和投资赋能两个渠道促进企业新质生产力发展。具体而言,数字金融通过促进企业数字化转型实现了数字赋能效应,加快企业生产方式转型,提升了企业的创新效率,进而促进了新质生产力的提升。此外数字金融还通过缓解融资约束和改善金融错配实现了投资赋能,在提高企业创新效率的同时有效改善了传统金融体系存在的“金融歧视”与“金融错配”问题,推动了企业发展的“动力变革”。③数字金融对不同类型企业的新质生产力影响存在显著差异,特别是更有利于民营企业、高新技术企业和非重污染企业发展新质生产力。

6.2　建议

根据上述研究结论,提出如下政策建议。

(1)利用数字金融精准支持企业科技创新和成果转化。通过扩大数字金融的服务范围、增强其使用深度和提高数字化水平,更好地服务企业创新发展。同时,鼓励金融机构开发更多符合企业实际需求的数字金融产品,推动数字金融更好满足科技创新的融资需求。完善现有政策,支持金融机构加大对数字金融的投入,进一步发挥数字金融服务实体经济的关键作用。

(2)加强对企业数字化转型的金融支持。更多支持企业开展数字金融基础设施的建设,如促进物联网、人工智能等新兴技术在不同行业的广泛应用。利用金融手段引导传统产业采用先进的数字技术实现转型升级,实现效率和价值的双重提升。支持企业加大对数字化转型的投入,提升企业数字化管理能力,使企业更好地利用数字金融工具提高生产效率,形成实体经济与数字经济融合的叠加效应和乘数效应。

(3)通过提升投资效率赋能企业新质生产力发展。根据本文研究结论,数字金融可以通过缓解融资约束和提高投资效率促进企业新质生产力发展。因此,推动金融机构与企业开展合作,共同探索数字金融在提升企业新质生产力方面的应用场景,形成创新激励效应。将更多普惠金融服务投向企业,促进金融资本跨地区、跨产业向实体经济倾斜。对公共服务平台或者产业平台头部企业给予增信服务,激发重点企业在重要领域竞相进行原创性科技创新,支持企业将更多资金投入再生产和扩大投资,增强创新力和市场竞争力。

(4)对不同类型的企业采取差异化的金融支持政策。加强对民营企业、非重污染企业和高新技术企业的金融支持,通过高效的金融服务助力企业发挥创新引领作用。同时,通过构建普惠金融支持政策体系,进一步降低融资成本,支持国有企业、非高科技企业和重污染企业转型发展,开发适合这些企业的数字金融产品,同时满足其特定需求,鼓励其使用数字金融服务,通过金融手段引导企业向数字化和绿色化转型。形成支持企业新质生产力发展的政策工具组合,为企业新质生产力发展提供精准有效的金融支持。

参考文献

[1] 陆岷峰,欧阳文杰. 社会主义现代化国家金融强国的目标与实现路径研究[J]. 西安财经大学学报,2024(1):48-59.

[2] 张壹帆,陆岷峰. 数字金融对金融新质生产力提升的作用机制研究[J]. 河南社会科学,2024,32(5):74-84.

[3] SHI Y. Digital finance and corporate breakthrough innovation: evidence from China[J]. PLoS ONE, 2024, 19(7): 116-135.

[4] HUANG Z, TAO Y Q, LUO X, et al. Regional digital finance and corporate investment efficiency in China[J], Applied Economics, 2023, 55: 5115-5134.

[5] 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.

[6] 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.

[7] SHI Y. Digital finance and corporate breakthrough innovation: evidence from China[J]. Plos One, 2024, 19(7): e0307737.

[8] YAO L, YANG X. Can digital finance boost SME innovation by easing financing constraints? evidence from Chinese GEM-listed companies[J]. PLoS One, 2022, 17(3): 7144.

[9] 黄锐,赖晓冰,唐松. 金融科技如何影响企业融资约束?——动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J]. 国际金融研究,2020(6):25-33.

[10] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[JL]. 科研管理,2021,42(4):158-169.

[11] 宋佳,张金昌,潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理,2024,46(6):1-11.

[12] 王莹,胡汉辉. 中国式现代化进程中数字化转型赋能企业新质生产力——基于供应链韧性视角[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(4):139-150.

[13] 温亚东,陈艳. 数字金融与企业ESG表现:效应、机制与"漂绿"检验[J]. 统计与决策,2024,40(1):142-147.

[14] 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.

[15] 刘靖宇,余莉娜,杨轩宇. 数字普惠金融、数字化转型与中小企业高质量发展[J]. 统计与决策,2023,39(18):154-158.

[16] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

[17] 秦芳,王剑程,胥芹. 数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据[J]. 经济学(季刊),2022,22(2):591-612.

[18] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界,2021,37(7):130-144.

[19] 彭红星,毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济,2017,38(3):147-161.

How Does Digital Finance Empowers the New Quality Productivity of Enterprises?

LI Jianing, FANG Yi, LI Zhiyu

(Institute of Economics, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China)

Abstract: Digital finance has become a key driving force for the development of new quality productivity. Based on the data of listed companies from 2011 to 2023 and the Digital Finance Index compiled by Peking University, the mechanism of digital finance impact on enterprises new quality productivity at the micro-enterprise level was empirically tested. The findings are as follows. Digital finance exerts a significant positive impact on the development of enterprises new quality productivity, and this conclusion remains robust after a series of tests. Mechanism tests show that digital finance promotes the improvement of enterprises new quality productivity through two channels such as digital empowerment and investment empowerment. The impact of digital finance on new quality productivity shows heterogeneous characteristics among different types of enterprises, with more significant positive effects on non-state-owned enterprises, high-tech enterprises and non-heavy-polluting enterprises. The research conclusions provide theoretical basis and policy implications for digital finance to better empower the development of enterprises new quality productivity.

Keywords: digital finance; new quality productivity; empowerment