

DOI: 10.13907/j.cnki.nykxyj.20250908.001

数字普惠金融对农业企业新质生产力的影响

苏一鸣¹, 张海莹¹, 廖仲贤², 花俊国¹

(1. 河南农业大学 经济与管理学院, 河南 郑州 450046; 2. 广东财经大学 会计学院, 广东 广州 510000)

摘要:为探究数字普惠金融对培育和发展农业企业新质生产力的影响以及机制路径,选取2011—2021年沪深A股农业上市公司为研究对象,实证检验数字普惠金融对农业企业新质生产力发展的赋能效应及影响机制。结果显示:数字普惠金融显著促进农业企业新质生产力的提升,主要通过缓解企业融资约束、提升创新韧性和提高抗风险能力等机制驱动农业企业新质生产力发展;数字普惠金融对不同创新企业的作用呈现出显著的异质性,特别是在农业企业中,数字普惠金融在不同的劳动要素层面,包括劳动力、劳动对象以及劳动工具,对新质生产力的促进作用各异。基于实证结果,提出加大数字普惠金融的支持力度,提升农业企业金融服务体验,推动企业绿色技术创新,为培育农业企业新质生产力提供新动能的对策建议。

关键词:数字普惠金融;新质生产力;融资约束;绿色技术创新;数字化转型

中图分类号:F323.9

文献标志码:A

新质生产力是以创新为核心驱动力,突破传统经济增长模式与生产力发展路径,具备高科技含量、高效能转化以及高质量产出的特征,且契合新发展理念的先质生产力形态。这一重要论述为数字经济时代的生产力发展指明了新的方向。当下,数字经济呈现出蓬勃发展的态势,而数字普惠金融作为数字技术与金融行业深度融合的创新成果,在全球范围内展现出强劲的发展势头,并处于领先地位^[1];作为国之根本的农业企业,其传统模式和技术水平已经无法与数字经济社会发展同步,存在技术落后,经营风险高等诸多问题。在数字经济、传统产业的加速融合下,数字普惠金融具有打破时间、地域限制的独特优势,以低于传统金融服务业的交易成本和高于传统金融服务业的效率缓解了农业企业融资困难的问题,激发了企业金融资本活力。农业企业发展新质生产力彻底革新了农业技术水

平,并为产业结构及组织架构的优化升级提供了强劲动力。此外,生产要素的创新配置与产业体系的深度转型,共同推动了农业企业可持续和社会生产力的飞跃。由此可见,探讨数字普惠金融赋能农业企业新质生产力发展的驱动效应和实现路径,对推动农业企业高质量发展具有重要的现实意义,也是我国从农业大国向农业强国转型的必然要求。

新质生产力的核心内涵主要包括科技革命催生的技术突破,生产要素的创新性整合和劳动力的深度转型^[2]。农业企业新质生产力的形成与发展具有不同于其他类型企业的独特性,主要体现在以下几个方面。首先,要素的创新性优化组合配置是农业领域新质生产力形成的关键,要素的优化组合不仅包括劳动力、土地、种子等传统要素,还包括信息、知识、管理等新型要素^[3]。在 market 需求的推动下,传统农业生产能力持续发挥作用,与农业领域

收稿日期:2025-04-01

基金项目:国家社会科学基金项目(21CJL006)

作者简介:苏一鸣(2000—),硕士研究生,主要从事公司治理研究。

通信作者:花俊国,教授,博士,博士研究生导师,主要从事管理会计学研究,电子邮箱:hjghnd168@163.com。

引用格式:苏一鸣,张海莹,廖仲贤,等.数字普惠金融对农业企业新质生产力的影响[J].农业科学研究(中英文),2026,47(3):27-38.

Citation:Su Yiming, Zhang Haiying, Liao Zhongxian, et al. The impact of digital inclusive finance on new quality productive forces in agricultural enterprises[J]. Journal of Agricultural Sciences, 2026, 47(3): 27-38.

技术革新一起,实现劳动对象、劳动者、劳动资料及其组合的优化配置^[4],加快形成农业企业新质生产力。其次,农业技术的革命性突破是农业企业新质生产力形成的前提和基础^[2],农业领域新质生产力要以农业科技化、数字化、网络化和智能化为主线,整合科技创新资源,精准应用农业技术、智能灌溉系统等手段,有效提高农业生产效率,降低生产成本,增强农业企业的竞争力。最后,鉴于农业生产受自然因素影响较大,农产品的生产加工又易受季节更替与环境变化波及,农业企业的发展便面临着更多的政策和环境约束,农业补贴政策、环境保护政策、绿色发展政策等对农业企业的生产经营和新质生产力的形成具有重要影响^[5]。政策抓手与政府引导相结合,共同拓展了农业企业新质生产力的形成路径。

数字普惠金融的目的是健全具有高度适应性、普惠性的现代金融体系,构建金融有效支持实体经济的体制机制^[6]。已有文献对数字普惠金融经济效应的讨论主要集中在宏观和微观2个方面。在宏观经济影响方面,数字普惠金融能够提高区域经济韧性^[7]、实现资源要素的优化配置^[8]。在微观经济影响方面,数字普惠金融能够全面提升农业全要素生产率,促进农业企业的高质量发展^[9],并有效降低制造业和服务业等中小企业风险水平^[10]。除此之外,数字普惠金融对推动企业的慈善捐赠水平^[11]、改善城乡居民消费结构^[12]、增加农民收入^[13]等具有显著的正向效应。

通过对上述文献梳理发现,目前学术界对企业新质生产力与数字普惠金融的影响因素和影响效果方面均做了大量研究,并且取得了较为丰硕的成果。但目前鲜有学者研讨数字普惠金融赋能新质生产力的作用机制,以农业企业为主要研究对象则更为少见。因此,本研究通过深入分析数字普惠金融如何影响农业企业新质生产力发展,为探讨其在加速农业现代化步伐中的效应提供有效参考,为挖掘新质生产力在激发农业企业创新水平和提高全要素生产率方面的潜力提供数据支撑。

1 理论分析

1.1 数字普惠金融促进新质生产力发展的赋能效应

数字普惠金融作为一种数字化信息服务手段,不仅能提升金融服务业的普及性以及渗透性,还能缓解传统金融行业的资本错配问题^[3]。数字普惠金融赋能农业企业新质生产力的逻辑主要体现在3个

方面。一是优化农业资源配置,盘活劳动要素。由于农产品生产极易受到自然环境因素的影响,农业企业在生产经营过程中往往面临着更高的风险和不确定性,这使得其对资金的需求量更为庞大。数字普惠金融利用互联网应用数字技术、云计算服务平台等措施下沉金融服务重心,改善市场融资环境,强化金融资源高效配置对农业企业生产力的驱动效应,同时利用数字技术提高金融程序信息透明度,确保中小农业企业和金融机构双方顺畅沟通,简化金融服务业的交易流程,提高农业企业的融资效率,从而进一步提升农业企业生产力水平。二是缓解融资难题,提高融资效率。农业企业的主要资产多为土地承包经营权、农业机械设备、牲畜、农产品等。这些资产在融资抵押过程中常被折价或拒保,致使农业企业融资困难。数字普惠金融借助新兴信息技术手段,显著扩展了金融服务的辐射范围,能够有效弥补传统金融服务的不足。它通过提供多样化的服务和高效的风险管理,缓解了传统金融业务中信贷资源配置与生产要素配置之间的不匹配问题,从而显著提升了农业企业贷款的效率和精确性。三是推动技术创新,促进技术变革。农业企业融资问题得到缓解后,将会拥有相对长期稳定的流动资金保障^[7]。这将促使农业企业加大技术投资,重视创新研发,全面升级农业企业的产业结构,改变以往传统的经济增长方式,提高企业创新水平。由此,本文提出基本假设H1:

数字普惠金融推动农业企业新质生产力发展。

1.2 数字普惠金融对新质生产力发展的影响机制

数字普惠金融的兴起开辟了企业新质生产力的新发展路径。新质生产力的核心在于创新,企业创新战略的实施,主要取决于企业的资金实力、创新质量以及抗风险能力。因此,本文选取融资约束、创新韧性和风险承担水平作为中介变量,通过优化农业企业新质生产力的内在机理逻辑,为高速高质高效培育发展新质生产力提供重要的数据支撑。

1.2.1 融资约束的中介效应 农业企业目前大多面临着融资约束的困境,农业资产融资的办理流程较为烦琐,导致部分农企运营效率低下,与金融机构的非普及性一起随之而来的是企业融资成本过高,农业企业运行超负荷等问题,严重制约着农业企业的发展^[14]。而随着金融与数字经济的紧密结

合,越来越多以数字技术为依托的更便捷的支付方式出现,简化了农业企业的融资交易流程,提高了农业企业融资的效率,有效缓解了企业面临的融资约束困境^[9]。同时,数字普惠金融依托大数据、人工智能等技术,能够更精准地评估农业企业的信用风险,从而提供更优惠的贷款条件,降低企业的融资成本。当农业企业缓解了融资约束后,企业资本不再受限于融资效率和融资成本的约束,强大的资本依靠使农业企业高度重视资本创新投入,引进先进的农业技术和设备,提升生产效率和产品质量,积极推动新型劳动要素和劳动资料的优化配置,有助于实现农业企业生产力的飞跃,这对农业企业塑造新质生产力具有显著推动效应。基于此,本文提出基本假设H2:

数字普惠金融能够缓解融资约束,从而推动农业企业新质生产力的发展。

1.2.2 创新韧性的中介效应 创新韧性是指在面对外部冲击时,企业内部能够快速响应,保持稳定并且迅速恢复或者进化到更高水平的能力^[15]。一方面,借助云平台技术,数字普惠金融能够更精准地对农业企业的信用状况进行评估,显著降低金融机构所面临的风险,破除农业企业融资过程中的诸多障碍,显著提升农业企业获取融资的便利性。由此,农业企业得以拥有更为充足的自由资金,支持其在新技术研发、设备更新、数字化转型等方面进行投资,这不仅提高了农产品的生产效率和产品质量,还增强了市场竞争力,从而提升创新韧性。另一方面,在信息对称的背景下,金融机构借助人工智能等先进技术,有效整合农业企业数据资源,提高供应链金融服务的精准度。通过精准的供应链金融服务,金融机构可以更好地支持农业企业与上下游供应商的合作,促进农业产业链的协同发展,这种产业链整合不仅有助于降低农业企业的运营成本,还能够通过协同效应提升整个企业的创新韧性和抗风险能力。因此,数字普惠金融能够通过促进农企供应链整合与协同,有效提升企业整体的创新韧性。农业企业创新韧性的增强赋予了其更为稳健的发展根基^[4]。企业充足的资金使得其在技术创新投入上稳步发力以及科技成果实现高效转化,为其筑牢了坚实的技术支撑。在此基础上,生产力得以从传统模式中升级进化,实现与生产环境和生产需求的高效匹配。同时,供应链的协同优化,进

一步推动了农业企业新质生产力的迅速发展,使其在复杂多变的市场环境中展现出更强的适应性和竞争力。基于此,本文提出基本假设H3:

数字普惠金融通过提高绿色技术创新水平,推动农业企业新质生产力的发展。

1.2.3 风险承担水平的中介效应 在充满不确定性的市场环境中,企业的风险承担能力对其可持续发展具有至关重要的影响。数字普惠金融的持续发展,为农业企业提供了多维度的支持,不仅有效缓解了农业企业的融资难题,还通过多元化的金融工具优化了企业的资金配置结构,降低了经营风险,从而提升了企业的风险承担意愿和能力。具体而言,数字普惠金融通过提供农产品保险、期货和期权等金融工具,帮助农业企业对冲自然灾害、市场波动等不确定性因素带来的风险,优化资金配置结构,增强抗风险能力。同时,数字普惠金融衍生出的农业专项金融产品和科技贷款服务,为农业企业在技术研发、设备更新等方面提供了有力支持。这些金融工具不仅推动了农业企业的科技创新和产业升级,还通过支持农业绿色生产技术的应用,提升农业企业的风险承担水平,从而推动企业的可持续发展。在此过程中,企业的社会形象和市场竞争力也得到了显著提升。农业企业风险承担水平提升,使得农业企业能够更积极地投入到新技术研发、设备更新和绿色生产技术的应用中。采用绿色生产技术和智能化管理工具,不仅提高了农业企业的生产效率,还提升了其社会影响力和市场认可度,从而为农业企业进一步拓展市场、推动新质生产力的发展提供有力支持^[16]。基于此,本文提出基本假设H4:

数字普惠金融能够推动数字化转型进程,从而助力农业企业新质生产力发展。

综合来看,数字普惠金融推动新质生产力发展的内在逻辑如图1所示。

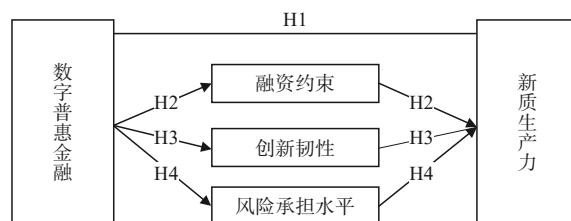


Fig. 1 Logical framework of digital inclusive finance promoting the development of new quality productive forces in agricultural enterprises

图1 数字普惠金融促进农业企业新质生产力发展逻辑

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文选取2011—2021年间中国沪深A股中农业类上市公司作为研究对象。参考李晓阳等^[17]的研究,依据中国证监会于2012年发布的《上市公司行业分类指引》,本文中农业企业的界定不仅限于传统的农、林、牧、渔生产企业,还包括与农业相关的加工及服务类企业。因此,本文将以下行业纳入农业类上市公司范畴:农林牧渔业,农副食品加工业,食品制造业,酒、饮料及精制茶制造业,纺织业,皮革毛皮羽毛及其制品和制鞋业,以及木材加工和木竹藤棕草制品业。本文选取以上行业作为研究样本的原因如下:一方面,它们涵盖了农业产业链的上游(如农资供应)、中游(如农业种植养殖、农产品初加工)及下游环节(如农产品深加工、包装及销售);另一方面,这种分类充分反映了农业的产业延伸和价值链拓展,有助于全面评估农业企业的财务特征与经营绩效。特别是一些深加工行业如食品制造业、精制茶制造业,虽然脱离了传统农业的直接生产形态,但其主要原材料来源仍高度依赖农业基础,具备明显的农业属性。本文对所采用的数据进行了以下处理:①剔除ST、*ST、PT公司样本观测值。②排除关键变量存在严重缺失的样本观测

值。为减少极端值的干扰,本文对连续变量进行了1%的缩尾处理,并对部分数据进行了对数变换。

本研究的数字普惠金融数据来源于北京大学数字金融研究中心发布的《数字金融指数(2011—2021)》,该指数综合考察了自2011年以来各地区数字金融发展水平的多个方面。企业的财务数据以及其他公司层面的控制变量数据来源于国泰安数据库(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS)、万得数据库(WIND)等。省级和国家层面的数据来自于地方政府工作报告、《中国统计年鉴》等。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:新质生产力(Npro) 参考宋佳等^[18]的研究,本文使用熵权法度量企业的新质生产力水平。新质生产力是科技创新在其中发挥主导作用的生产力,尤其是关键性颠覆性技术实现突破的生产力,其核心在于创新,因此本文基于生产力二要素理论^[19],构建新质生产力指标体系。首先,本文选取战略新兴产业和未来产业作为新质生产力计算的样本。其次,生产力中的二要素包括劳动力与生产工具,其中劳动力包括活劳动和劳动对象,生产工具包括硬科技与软科技,本文按照以上构成因素选择对应的指标。最后,在选取对应指标之后,利用熵值法计算各指标所占的权重。具体而言,本文选取的新质生产力指标与权重如表1所示。

表1 新质生产力构成指标与权重

Tab. 1 Indicators and weights for measuring new quality productive forces

目标层	准则层次	构成因素	指标	定义	属性	权重/%
新质 生产力	劳动力	活劳动	高学历占比	硕士及以上人员数量/员工总人数	+	26
			研发人员占比	研发人员数量/员工总人数	+	2
			研发人员薪酬占比	研发费用工资薪酬/营业收入	+	3
		劳动对象	固定资产占比	固定资产/总资产	+	1
			制造费用占比	(经营活动现金流+固定资产折旧+无形资产摊销+资产减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给员工以及为员工支付的工资)/(经营活动现金流+固定资产折旧+无形资产摊销+资产减值准备)	+	1
			研发折旧摊销占比	研发费用折旧摊销/营业收入	+	24
	生产工具	硬科技	研发租赁占比	研发费用租赁费/营业收入	+	13
			研发直接投入占比	研发费用直接投入/营业收入	+	27
			无形资产占比	无形资产/总资产	+	1
		软科技	总资产周转率	营业收入/平均总资产	+	1
			权益乘数倒数	所有者权益/总资产	+	1

2.2.2 解释变量:数字金融发展水平(DF) 参考黄祖辉等^[20]研究,本文选用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数作为企业数字金融发展水平的代理变量。具体而言,本文使用城市层面的数字金融综合指数作为基准,根据企业注册地来匹配相应的数字金融发展指数,同时为减少非平衡性,本文将数字金融综合指数进行了对数处理。

2.2.3 控制变量 综合现有文献,参考唐松等^[21]研究,本文选择以下控制变量:企业规模(Size)、资产结构(Lev)、托宾Q值(TobinQ)、企业现金流(Cashflow)、固定资产占比(FIXED)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Indep)、第一大股东持股比例(Top1)、企业年龄(FirmAge)、产权性质(SOE)。主要变量的定义见表2。

表2 主要变量定义

Tab. 2 Definitions of the main variables

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	新质生产力	Npro	基于生产力二要素理论,使用熵值法构建
解释变量	数字金融发展水平	DF	北京大学发布的城市层面的数字金融指数
控制变量	企业规模	Size	资产总额的自然对数
	资产结构	Lev	负债总额除以资产总额
	托宾Q值	TobinQ	企业资产市值/企业资产账面价值
	企业现金流	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额/企业总资产
	固定资产占比	FIXED	固定资产/企业总资产
	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
	独立董事占比	Indep	独立董事人数/董事会总人数
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	企业年龄	FirmAge	企业成立年龄取对数
	产权性质	SOE	国有企业取值为1,非国有企业取值为0

2.3 模型设计

为了检验数字金融对企业新质生产力发展的作用,本文构建了以下模型检验文章假说。其中主要关注系数 α_1 ,当 α_1 为正数时,说明数字金融促进企业新质生产力的发展。构建模型为

$$Npro_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

式中: i 代表企业; t 代表年份; $\sum Controls$ 代表所有控制变量; $\sum Year$ 和 $\sum Industry$ 分别代表年份和行业效应; $\epsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。同时,本文后续的研究也将控制年份和行业效应,并使用聚类标准误进行回归。

为了检验数字金融影响新质生产力的机制,本文根据江艇^[22]的机制检验方式,构建以下模型进行分析,即

$$MV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

$$Npro_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{i,t} + \gamma_2 MV_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

式中:MV代表中介变量,后文将使用SA、GreInn和DigiTran分别代表企业的融资约束绿色技术创新和数字化转型水平3个机制。具体来说,模型(2)用于估计数字金融对中介变量的作用,如果DF的系数 β_1 显著,说明数字普惠金融能够对中介变量产生影响。模型(2)中的系数 β_1 和模型(3)中的系数 γ_1 的乘积 $\beta_1\gamma_1$ 反映了中介变量的间接影响程度。如果 β_1 显著, γ_1 和 γ_2 均显著,且 $\beta_1\gamma_1$ 与 γ_2 同号,则验证了中介变量发挥的中介效应。

3 实证分析

3.1 描述性统计

表3展示了核心变量的描述性统计结果。其中,新质生产力(Npro)的均值为4.311,最大值和最小值差距较大,说明我国农业企业新质生产力的发

展水平差距较大,而对于数字金融DF而言,其标准差和极差较小,但大部分大于平均数,说明我国各个城市的数字金融发展水平较好,普惠金融得到了广泛的推广。

表3 描述性统计结果
Tab. 3 Descriptive statistics

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Npro	1 916	4.311	1.632	0.853	8.696
DF	1 916	5.282	0.452	3.797	5.862
Size	1 916	22.010	1.023	20.080	25.180
Lev	1 916	0.373	0.183	0.046	0.886
TobinQ	1 916	2.276	1.527	0	9.817
Cashflow	1 916	0.064	0.079	−0.155	0.295
FIXED	1 916	0.256	0.136	0.022	0.619
Board	1 916	2.124	0.202	1.609	2.708
Indep	1 916	37.930	6.469	14.290	80.000
Top1	1 916	34.900	14.390	8.448	70.320
FirmAge	1 916	2.929	0.291	1.946	3.466
SOE	1 916	0.364	0.481	0	1.000

3.2 基础回归结果

表4呈现了数字普惠金融发展对企业新质生产力的回归结果。其中列(一)未添加控制变量和固定效应,列(二)则在列(一)基础上加上控制变量,列(三)则是进一步控制行业和年份固定效应。结果均在1%显著性水平上为正,说明数字金融发展提高了农业企业新质生产力的发展,初步验证了假设1。

表4 基础回归结果
Tab. 4 Baseline regression results

变量	(一)	(二)	(三)
	Npro	Npro	Npro
DF	0.404*** (4.956)	0.590*** (8.180)	0.694*** (3.614)
Size		−0.008 (−0.280)	−0.047 (−1.601)
Lev		0.639*** (3.406)	0.839*** (4.464)
Cashflow		0.556 (1.366)	0.572 (1.515)
FirmAge		−0.163 (−1.359)	−0.171 (−1.543)
TOP1		−0.012*** (−5.375)	−0.010*** (−5.008)
TobinQ		0.032 (1.455)	0.013 (0.627)
SOE		−0.003 (−0.048)	−0.112* (−1.756)

续表

变量	(一)	(二)	(三)
	Npro	Npro	Npro
Board		0.177 (0.910)	0.184 (1.080)
Indep		0.005 (0.895)	−0.003 (−0.573)
FIXED		7.668*** (37.242)	7.623*** (36.742)
Constant	2.175*** (5.043)	−0.580* (−0.759)	1.440* (1.310)
Year&-Industry FE	NO	NO	YES
Observations	1 916	1 916	1 916
R-squared	0.013	0.451	0.541

注:*,***分别表示在10%、1%水平下显著,括号内为t值。

3.3 稳健性检验

3.3.1 替换被解释变量和解释变量 新质生产力是在传统生产力基础上发展而来的,代表着更具科技含量的生产力。而生产力往往和生产率相提并论,新质生产力则与全要素生产率密不可分,都代表着企业高质量发展。因此,参考赵国庆等[23]的研究,本文使用全要素生产率作为新质生产力的替代变量进行稳健性检验,具体而言,本文使用OP(Olley-Pakes)法测量全要素生产率。同时,本文还使用肖有智等[24]测算的新质生产力指标(NewPro)作为被解释变量的替换变量进行进一步稳健性检

验。表 5 列(一)和列(二)展示了替换被解释变量后的回归结果,DF 分别在 1% 和 5% 水平上显著为正,说明在替换了新质生产力度量指标后结果依然稳健。对于解释变量,本文使用省份层面的数字金融综合指数作为城市层面数字普惠金融的替代变量。表 5 列(三)展示了替换解释变量后的回归结果,DF 的相关系数显著为正,说明在替换了解释变量后,假设 1 依然成立,即数字普惠金融发展能够促进农业企业新质生产力发展。

3.3.2 解释变量滞后 数字金融作为宏观因素,对于农业企业新质生产力的发展可能具有持续性,能够持续长期地促进农业企业发展。因此,本文将自变量和相关控制变量进行了滞后一期的处理,来检

验数字普惠金融对农业企业新质生产力影响的长期性。表 5 列(四)反映了自变量滞后一期的回归结果,DF 在 1% 水平上显著为正,说明数字普惠金融对农业企业新质生产力的影响有一定长期性。

3.3.3 剔除直辖市 相较于其他地级市,直辖市通常拥有更好的基础设施和基础条件,数字金融发展速度也通常更快,这使得当地的农业企业新质生产力发展水平会强于其他地级市,导致估计结果产生偏差。因此,参考宋敏等^[25]的研究,本文在剔除了北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市后重新进行检验。表 5 列(五)反映了剔除直辖市后的回归结果。DF 依然在 1% 水平上显著,证明了假设 1 的稳健性。

表 5 稳健性检验结果
Tab. 5 Robustness test results

变量	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
	替换被解释变量		替换解释变量	自变量滞后一期	剔除直辖市	剔除异常年份
	TFP_OP	NewPro	Npro	Npro	Npro	Npro
DF	0.389*** (4.201)	0.657** (2.133)	0.331** (2.065)	0.668*** (2.884)	0.845*** (3.763)	0.721*** (3.634)
Constant	-5.663*** (-10.620)	-16.841*** (-8.353)	3.058*** (3.123)	1.169 (0.874)	0.910 (0.738)	0.770 (0.648)
Year&Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1 757	1 916	1 916	1 620	1 698	1 498
R-squared	0.653	0.220	0.539	0.443	0.537	0.562

注:**、***分别表示在 5%、1% 水平下显著,括号内为 *t* 值。

3.3.4 剔除异常年份 通常来说,突发的大型公共安全事件会对社会和企业的发展产生不利影响,从而影响估计结果的稳健性。2020 年后发生的新型冠状病毒感染疫情,对我国企业的发展产生了非常大的影响,为减少异常年份的影响,本文在剔除了 2020 年及以后年份的数据后重新进行了估计。表 5 列(六)反映了重新估计的结果,DF 依然在 1% 水平上显著,验证了假说 1 的正确性。

3.4 内生性检验

本文意在分析数字普惠金融对农业企业新质生产力的促进作用,但是在研究过程中可能存在一些内生性问题,原因有以下两个方面。首先是反向因果问题,数字普惠金融可能会受到企业新质生产力发展水平的影响;其次是遗漏变量问题,在回归模型中可能遗漏了某些可能对企业新质生产力产生重要影响的关键变量。为了解决以上内生性问

题,本文采用了 PSM(propensity score matching,倾向得分匹配)法、工具变量法和双重差分法(DID) 3 种方法进行检验。

3.4.1 PSM 检验 为了解决可能出现的样本自选择问题,本文采取 PSM 法缓解内生性问题。首先以同年份全部企业的新质生产力中位数为依据,将大于中位数的农业企业划分为实验组,反之为对照组。选取企业规模(Size)、资产结构(Lev)、托宾 *Q* 值(Tobin*Q*)、固定资产占比(FIXED)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Indep)、第一大股东持股比例(Top1)、企业年龄(FirmAge)、产权性质(SOE)作为协变量,使用 1:1 有放回的最近邻匹配进行匹配。表 6 展示了 PSM 平衡性检验,匹配后 *t* 检验的结果说明实验组和对照组的差异在匹配后得到了消除,匹配效果良好。表 7 列(一)反映了进行 PSM 匹配后的回归结果,DF 的系数显著为正,验证了结果的稳健性。

表6 PSM平衡性检验
Tab. 6 PSM balance test

匹配变量	样本	均值		t检验	
		处理组	控制组	t值	P值
Size	匹配前	22.040 0	21.980	1.270	0.205
	匹配后	21.990 0	21.990	0.970	0.334
Lev	匹配前	0.400 0	0.346	6.550	0.000
	匹配后	0.408 0	0.408	-1.210	0.226
Cashflow	匹配前	0.067 5	0.061	1.700	0.089
	匹配后	0.064 5	0.064	0.700	0.486
FirmAge	匹配前	2.932 0	2.926	0.450	0.656
	匹配后	2.926 0	2.926	0.380	0.702
TOP1	匹配前	33.200 0	36.570	-5.160	0.000
	匹配后	33.650 0	33.650	-0.600	0.549
TobinQ	匹配前	2.202 0	2.349	-2.110	0.035
	匹配后	2.256 0	2.256	-0.780	0.433
SOE	匹配前	0.356 0	0.371	-0.670	0.504
	匹配后	0.383 0	0.383	-1.190	0.235
Board	匹配前	2.133 0	2.116	1.860	0.063
	匹配后	2.128 0	2.128	0.440	0.662

表7 内生性检验结果
Tab. 7 Endogeneity test results

变量	(一)	(二)	(三)	(四)
	PSM	工具变量法		DID
		一阶段	二阶段	检验
	Npro	DF	Npro	Npro
DF	1.090*** (4.022)		5.565*** (7.571)	
Infra		0.258*** (14.653)		
DID				0.224*** (3.662)
Constant	0.294 (0.186)	4.115*** (49.972)	-18.383*** (-5.896)	4.270*** (5.435)
Year&Industry FE	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES
Observations	1 003	1 916	1 916	1 916
R-squared	0.510	0.934	0.407	0.541

3.4.2 工具变量法检验 虽然数字金融往往是通过线上形式进行活动的,但是其发展程度仍与地区的数字基础设施水平紧密相关。根据王军等^[26]的研

究,本文使用地级市的数字基础设施水平(Infra)作为工具变量。具体来说,本文使用熵权法测量地区的数字基础设施水平,选取企业所在地级市的以下指标作为数字基础设施的构成要素,分别是:IPv4地址数、移动电话基站数、域名数、网站数、互联网宽带接入端口数、互联网宽带接入用户数、信息传输量、软件和信息技术服务业产值,综合考虑以上指标可以全面反映地区数字基础设施的发展水平。选取数字基础设施作为工具变量的原因如下:企业所在地区的数字基础设施水平与数字普惠金融发展有着紧密的联系,而与农业企业本身的新质生产力发展没有直接的联系,满足工具变量的定义。表7列(二)和列(三)展示了工具变量二阶段回归的结果,而采用Cragg-Donald Wald F弱工具变量检验的F值为212.087,大于容忍10%扭曲的临界值16.38,说明不存在弱工具变量问题;同时采用Anderson LM参数的可识别检验在1%水平上显著,说明不存在不可识别问题,验证了工具变量选择的正确性。列(二)中工具变量Infra的系数显著为正,验证了工具变量与自变量的相关性;列(三)DF的系数显著为正,说明在使用工具变量控制内生性问题后结果依然稳健。

3.4.3 DID检验 支付宝的诞生是影响数字金融发展的一个重要事件,因此参考陈中飞等^[27]的研究,采用DID模型来验证数字普惠金融对农业企业新质生产力发展稳定性的影响。本文以2013年余额宝诞生作为外生冲击事件进行检验。首先设置事件虚拟变量(Post),将2014年之前的年份取值为0,将2014年及以后的年份取值为1。其次,将可以代表金融基础设施完备程度的互联网普及率(Internet)作为区分处理组和控制组的划分条件。具体而言,本文将农业企业所在地级市的互联网普及率超过同年样本中位数的设置为处理组,否则为控制组,并设置了对应的Treat变量。最后将Post和Treat的交互项(DID)放入回归方程。表7列(四)反映了回归结果。DID的系数在1%水平上显著,一方面说明在余额宝诞生后,各地的新质生产力水平得到了提高;另一方面,说明相对于控制组,处理组的新质生产力得到了更显著的提升。结果进一步说明了假设1的稳健性。

3.5 影响机制检验

3.5.1 融资约束的中介效应 为了检验数字普惠

金融通过减少融资约束从而影响农业企业新质生产力发展这一机制,本文选取了SA指数作为企业融资约束的代理变量^[28]。表8列(一)和列(二)反映融资约束机制的检验结果。在列(一)中DF的系数(−0.051)显著为负,说明数字金融显著降低了农业企业面临的融资约束,列(二)中SA的系数(−1.004)显著为负,说明融资约束程度越高,企业的新质生产力发展水平越低,较低的融资约束水平有利于企业新质生产力水平发展;DF的系数(0.640)显著为

正,说明融资余额在数字金融影响企业新质生产力发展过程中发挥了中介效应,验证了“数字金融-融资约束-新质生产力发展”这一影响机制。以上结果说明,数字普惠金融通过提供更为广泛和便捷的融资渠道,有效降低了农业企业的融资成本与融资门槛,从而降低企业面临的融资约束。融资约束的降低使得农业企业能够更容易获取资金,进一步增强企业进行技术创新与扩大生产的能力,最终促使农业企业新质生产力的提升。

表 8 机制检验回归结果
Tab. 8 Regression results for mechanism testing

VARIABLES	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
	融资约束机制		创新韧性机制		风险承担水平机制	
	SA	Npro	EIR	Npro	Risk	Npro
DF	−0.051*** (−3.366)	0.640*** (3.305)	0.478** (2.254)	0.667*** (3.486)	0.012** (2.096)	0.661*** (3.434)
SA		−1.004*** (−2.826)				
EIR				0.055** (2.431)		
Risk						2.739*** (2.702)
Constant	−1.676*** (−16.648)	−0.240 (−0.174)	−4.035*** (−3.556)	1.662 (1.516)	0.059* (1.847)	1.279 (1.161)
Year&Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1 913	1 913	1 916	1 916	1 916	1 916
R-squared	0.875	0.542	0.070	0.543	0.110	0.544

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

3.5.2 创新韧性的中介效应 参考王俐等^[29]的研究,本文以专利申请量为关键变量,通过敏感性指标法计算专精特新企业创新韧性。其计算式为

$$\left. \begin{aligned} \text{EIR}_{i,t} &= \ln |\Delta P_{i,t} - \Delta P_{c,t}|, \\ \Delta P_{i,t} &= \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}, \\ \Delta P_{c,t} &= \ln P_{c,t} - \ln P_{c,t-1} \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

式中: $\text{EIR}_{i,t}$ 代表企业创新韧性水平; $P_{i,t}$ 和 $P_{i,t-1}$ 分别代表企业第 t 和 $t-1$ 年的专利申请量; $P_{c,t}$ 和 $P_{c,t-1}$ 分别代表企业所在城市第 t 年和第 $t-1$ 年的专利申请量。

表8列(三)和列(四)反映了创新韧性的机制检验结果。列(三)中DF的系数(0.478)显著为正,说明数字金融的发展显著地提高了农业企业的创新

韧性水平;列(四)中EIR的系数(0.055)显著为正,说明农业企业创新韧性的提升也有利于其新质生产力的发展,而DF的系数(0.667)显著为正,说明创新韧性在数字金融促进农业企业新质生产力发展过程中发挥了中介效应,验证了“数字金融-创新韧性-新质生产力发展”影响机制。数字普惠金融为农业企业提供了充足资金和精准补贴,推动其技术研发投入与科技成果转化,促进产业结构优化和供应链升级。这增强了农业企业的创新韧性,助力其实现生产力与消费需求的精准匹配,推动生产力质的飞跃,为新质生产力发展奠定基础。

3.5.3 风险承担水平的中介效应 参考何瑛等^[30]的

研究,本文选用每3年经过行业调整后的总资产收益率(ROA)作为企业风险承担水平(Risk)的代理变量。表8列(五)和列(六)反映了风险承担水平机制的检验结果。列(五)中DF的系数(0.012)显著为正,说明数字金融的发展有利于农业企业提高风险承担水平;列(六)中Risk的系数(2.739)显著为正,说明农业企业风险承担水平的提高有利于其新质生产力发展,DF的系数(0.661)显著为正,说明风险承担在数字金融促进农业企业新质生产力发展过程发挥了中介效应,验证了“数字金融-风险承担水平提高-新质生产力发展”这一影响机制。数字普惠金融借助人工智能等数字技术,助力农业企业实时监测生产数据,精准预判经营风险,并据此灵活调整经营策略,从而显著提升企业的风险承担能力。随着风险承担意愿的增强,企业更积极地投入绿色技术研发与设备更新,推动整体生产力跃升及绿色转型加速,为新质生产力的培育与发展筑牢根基。

3.6 拓展研究:异质性检验

3.6.1 创新类型异质性 新质生产力所谓“新”,是指新质生产力不同于一般意义上的传统生产力,是实现关键性颠覆性技术突破而产生的生产力^[3]。具体来说,“渐进性创新”是以产品外观设计为代表的非核心内容的创新,是对已有技术和产品的简单改进。“突破性创新”也称“颠覆性创新”,则是对现有技术的根本性变革,通常会涉及探索新知识、花费大量时间和金钱以及承担巨大的技术风险^[31]。为了检验数字普惠金融对农业企业绿色创新种类的不

同影响,本文参考胡山等^[32]的研究,将当年申请的发明性绿色创新占有申请专利的比例定义为突破性创新,实用和外观性绿色创新占比定义为渐进性创新,并进行了相对应的检验。表9列(一)和列(二)展示了对应的分组回归结果。渐进性创新的系数显著为正,而突破性创新的系数不显著,说明数字普惠金融对我国农业企业绿色技术创新的推动更多是在渐进性创新方面,同时也说明我国农业企业的突破性创新水平不高,而新质生产力的发展更多依靠的是突破性创新。因此,我国的农业企业应该更多利用数字普惠金融的优势进行突破性创新,进一步推动新质生产力的发展。

3.6.2 劳动者异质性 高素质劳动者是新质生产力发展过程中必不可少的一部分,劳动者的技术与素质水平的提升有利于企业利用新兴科学技术,促进产业升级和产业结构调整。因此,参考肖土盛等^[33]的研究,本文以企业技术人员占比定义农业企业劳动者素质。具体而言,按各年度技术人员占比的中位数为临界值,将样本分为高低2组进行回归分析,大于年度中位数的企业定义为高素质劳动者企业,反之为常规素质劳动者企业。表9列(三)和列(四)反映了分组回归结果。高素质劳动者组别系数显著为正,而常规素质劳动者组别不显著,说明数字普惠金融推动农业企业新质生产力发展在不同素质劳动者农业企业中有所差别,具有更高素质劳动者的企业更能利用数字技术和普惠金融来推动企业新质生产力发展。

表9 异质性分析结果

Tab. 9 Heterogeneity analysis results

变量	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)	(七)	(八)
	创新种类异质性		劳动者异质性		劳动对象异质性		劳动资料异质性	
	突破性 创新	渐进性 创新	高素质 劳动者	常规素质 劳动者	产业结构 升级程度高	产业结构 升级程度低	高要素 利用水平	低要素 利用水平
DF	0.001 (0.027)	0.036** (2.202)	0.797** (2.514)	0.205 (0.845)	1.515*** (4.817)	-0.263 (-0.864)	0.917*** (3.583)	0.797*** (2.612)
Constant	0.200* (1.688)	-0.135* (-1.715)	2.126 (1.211)	0.436 (0.304)	-1.721 (-1.026)	6.765*** (4.026)	-2.224 (-1.342)	4.643*** (2.773)
Year&Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1 574	1 574	972	944	962	954	1 124	792
R-squared	0.180	0.053	0.521	0.637	0.484	0.650	0.567	0.573

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平下显著,括号内为t值。

3.6.3 劳动对象异质性 新质产业发展是新质生产力在劳动对象维度的主要特征,新质生产力的核心是新产业,新产业是生产力变革的具体表现形式,是物质生产力的物化代表^[4]。产业结构的调整与升级则是新产业发展的客观反映。为了检验不同劳动对象下数字普惠金融对农业企业新质生产力发展的异质性,本文将企业所在省份第三产业增加值与第二产业增加值的比值作为地区产业结构高级化的代理变量,并根据年度中位数进行分组检验。表9列(五)和列(六)反映了分组回归结果。在产业结构更高级地区的企业,数字普惠金融对农业企业新质生产力的推动作用更显著,说明新质生产力的发展在新产业发达的地区更加强劲。

3.6.4 劳动资料异质性 新质生产力更加强调对新类型资料的应用,而数据信息等要素则是区别于传统生产要素的新质生产要素,这些生产要素的组合会改变人与人之间的生产关系,从而倒逼生产力发生变化。因此,为了检验不同新质劳动要素应用的异质性,本文将企业年报中对数据要素关键词的披露数量定义为企业的数据要素利用水平,并根据年度中位数进行分组回归。表9列(七)和列(八)反映了分组回归结果,可以看出无论是在高要素利用水平的农业企业还是低要素利用水平的企业,系数均显著为正,但是在高要素利用水平的农业企业中,系数相比低要素利用水平的企业更大。这说明高要素利用水平的农业企业的数字普惠金融发展更能推动其新质生产力发展,这也进一步说明新质劳动要素的应用是影响农业企业新质生产力发展的重要因素。

4 结论与建议

4.1 研究结论

本文基于2011—2021年中国沪深A股农业上市公司的数据,深入探讨了数字普惠金融对农业企业新质生产力发展的驱动效应及其实现路径。研究结果揭示:①数字普惠金融显著促进农业企业新质生产力的发展;②通过缓解融资约束、提升绿色创新能力以及推动数字化转型,强化了数字普惠金融赋能新质生产力的提升路径;③数字普惠金融在不同类型创新企业中的作用存在显著差异,尤其在拥有高素质劳动者、高水平产业结构以及高要素利用水平的农业企业中,其对新质生产力发展的驱动

效应更为显著。本文通过多方面、综合性视角来探讨数字普惠金融与农业企业新质生产力的逻辑机理,从理论和实践2个层面进行阐释,不仅丰富了数字普惠金融领域的研究,而且为农业企业的发展提供了新的视角和对策建议。

4.2 对策建议

1)加大数字普惠金融发展支持力度,为农业企业提供优质金融服务。为助力农业企业尤其是小微农企突破融资瓶颈,政府应从多维度强化数字普惠金融的政策扶持。通过加强顶层设计,制定专项政策,明确数字普惠金融的发展目标与路径,引导金融机构加大对农业企业的信贷投放。同时,开展数字金融素养培训,提升农业企业对数字金融的认知与应用能力,确保其能有效利用数字普惠金融资源,为创新驱动发展战略和数字化转型战略提供充足资金,加速农业新质生产力的形成。

2)加快推进企业数字化转型进程,促进数字化与实体经济深度融合。农业企业应积极拥抱数字化转型,加速与实体经济的深度融合。一方面,完善地区配套基础设施建设,建立数据共享分析中心,整合农业产业链数据,打破信息孤岛,保障数据的实时性、准确性和完整性,为精准决策提供依据。另一方面,加速构建数字化供应链管理体系,利用物联网、大数据等技术实现从原材料采购到产品分销的全流程可视化与智能化管理,为新质生产力的培育奠定坚实基础,推动农业产业向智能化、高效化方向发展。

3)加快促进企业绿色技术创新和劳动者素质提升,以适应新质生产力发展的要求。政府需完善绿色技术创新支持体系,通过财政补贴、税收优惠等政策手段,引导企业加大绿色技术研发投入。加强产学研合作,搭建协同创新平台,促进高校、科研机构与企业之间的技术交流与成果转化,助力企业创立运营新模式、发展产业新业态。同时,企业应加强与高校、职业院校合作,开设定制化培训课程,提升员工专业技能与综合素质。设立人才奖励基金,吸引高层次人才投身农业企业,为新质生产力的发展注入创新活力。

参考文献:

- [1] 杨秋菊,王文福.数字普惠金融、新质生产力与城乡共同富裕[J].中国流通经济,2024,38(6):115-126.

- [2] 贾若祥, 窦红涛. 新质生产力: 内涵特征、重大意义及发展重点[J]. 北京行政学院学报, 2024(2): 31-42.
- [3] 樊胜根. 发展农业领域新质生产力助力农业现代化[J]. 人民论坛·学术前沿, 2024(13): 87-94.
- [4] 张凤超, 朱海斌. 新质生产力赋能中国式农业现代化的逻辑与路径[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2024(4): 17-29.
- [5] 刘俊杰, 祖健. 构建适应农业新质生产力的新型生产关系[J]. 中州学刊, 2024(11): 32-40.
- [6] 汤淥洋, 鲁邦克, 陈琦. 数字普惠金融对经济包容性增长影响的空间溢出效应研究[J]. 统计与决策, 2024, 40(5): 144-148.
- [7] 黄娜娜. 数字普惠金融与区域经济韧性: 基于创新创业水平的中介效应检验[J]. 商业经济研究, 2024(2): 189-192.
- [8] 李娜. 数字普惠金融、要素配置与城乡融合发展[J]. 管理现代化, 2023, 43(5): 56-65.
- [9] 刘亚娟, 艾世杰, 邢晟. 数字普惠金融对农业企业高质量发展的影响及作用路径[J]. 河南农业大学学报, 2024, 58(6): 1065-1074.
- [10] 王竹泉, 季丁筠. 数字普惠金融能否降低中小企业财务风险: 基于信息披露与创新驱动视角[J]. 财会月刊, 2024, 45(6): 36-42.
- [11] 夏鑫, 宋欣蓉. 数字普惠金融会影响企业慈善捐赠水平吗[J]. 金融与经济, 2024(3): 37-48.
- [12] 焦晋鹏, 李纯昊. 数字普惠金融对城乡居民消费结构的影响: 理论机制、实证分析与政策建议[J]. 商业经济研究, 2024(4): 184-188.
- [13] Tran H T T, Le H T T. The impact of financial inclusion on poverty reduction[J]. Asian Journal of Law and Economics, 2021, 12(1): 95-119.
- [14] 王芳, 毛静宜, 张晓静, 等. 数字普惠金融与农业绿色发展: 基于金融约束缓解的视角[J]. 农村金融研究, 2024(2): 39-57.
- [15] 胡甲滨, 俞立平. 创新韧性对高技术产业创新的影响机制与特征研究[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(2): 49-59.
- [16] 张海鹏, 王智晨. 农业新质生产力: 理论内涵、现实基础及提升路径[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2024, 24(3): 28-38.
- [17] 李晓阳, 易鑫, 郭鑫, 等. 数字化转型赋能涉农企业经营绩效提升的传导机制研究: 基于双固定效应模型的实证[J]. 农业技术经济, 2024(1): 96-110.
- [18] 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.
- [19] 斯大林. 斯大林选集(下卷)[M]. 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局, 译. 北京: 人民出版社, 1979.
- [20] 黄祖辉, 宋文豪, 叶春辉. 数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理: 来自中国1845个县域的经验证据[J]. 金融研究, 2023(4): 92-110.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 赵国庆, 李俊廷. 企业数字化转型是否赋能企业新质生产力发展: 基于中国上市企业的微观证据[J]. 产业经济评论, 2024(4): 23-34.
- [24] 肖有智, 张晓兰, 刘欣. 新质生产力与企业内部薪酬差距: 基于共享发展视角[J]. 经济评论, 2024(3): 75-91.
- [25] 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.
- [26] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [27] 陈中飞, 江康奇. 数字金融发展与企业全要素生产率[J]. 经济学动态, 2021(10): 82-99.
- [28] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [29] 王俐, 周彦凝, 宣美娟. 数字化转型与专精特新企业创新韧性: 一个倒N型曲线关系的实证解释[J]. 科技进步与对策, 2024, 41(24): 12-22.
- [30] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019(9): 155-173.
- [31] 张陈宇, 孙浦阳, 谢娟娟. 生产链位置是否影响创新模式选择: 基于微观角度的理论与实证[J]. 管理世界, 2020, 36(1): 45-59.
- [32] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新? [J]. 财经问题研究, 2022(1): 42-51.
- [33] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 220-235.