

数字普惠金融对涉农企业新质生产力的影响

——基于农村产业融合的机制分析

曹增栋^a, 涂勤^{a,b*}, 胡载舟^a

(北京师范大学 a. 经济与工商管理学院, 北京 100875; b. 创新发展研究中心, 广东 珠海 519087)

摘要: 基于2014—2022年中国A股涉农上市企业面板数据,从劳动力、劳动工具和劳动对象三个方面构建新质生产力的评价指标体系,探究了数字普惠金融对涉农企业新质生产力的影响,并从农村产业融合视角探究了背后的作用机制。结果表明:数字普惠金融可以显著提升涉农企业的新质生产力。其中,数字普惠金融覆盖广度对涉农企业新质生产力的提升作用大于使用深度和数字化程度。机制分析表明,数字普惠金融能够助力涉农企业参与多种形式的产业融合,包括纵向拓展型和交叉融合型产业融合,即涉农企业从事农产品加工销售等农业纵向行业,以及旅游、休闲或观光农业等交叉行业。在异质性方面,对数字化转型程度低和所在地区传统金融不发达的企业而言,数字普惠金融的积极作用更为明显,充分体现了数字普惠金融的“普惠性”。

关键词: 数字普惠金融; 涉农企业; 新质生产力; 农村产业融合

中图分类号: F324; F832

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2024)05-0106-11

Impact of inclusive digital finance on the new quality productive forces of agriculture-related enterprises: A mechanism analysis based on rural industry integration

CAO Zengdong^a, TU Qin^{a,b*}, HU Zaizhou^a

(a.Beijing Normal University, a. Business School, Beijing 100875, China;

b. Center for Innovation and Development Studies, Zhuhai 519087, China)

Abstract: Based on the panel data of China's A-share agricultural-related listed enterprises from 2014 to 2022, this study develops an evaluation index system for new quality productive forces across three dimensions: labor, labor tools, and labor objects. It explores the impact of digital inclusive finance on the new quality productive forces of agriculture-related enterprises, and analyzes the underlying mechanism from the perspective of rural industry integration. The results indicate that digital inclusive finance markedly boosts the new quality productive forces of agriculture-related enterprises, with broader coverage expansion having a more notable effect than the intensity of use and the level of digitalization. The mechanism analysis reveals that digital inclusive finance aids agricultural enterprises in engaging in diverse industry integration models, encompassing both vertical extension and cross-industry integration. This includes participation in vertical agricultural industries, such as the processing and marketing of agricultural produce, as well as in cross-sector industries like tourism, leisure, and agritourism. In terms of heterogeneity, the positive effects of digital inclusive finance are more pronounced for enterprises that have not yet undergone significant digital transformation and for those in areas where traditional financial services are less developed, highlighting the inclusive essence of digital inclusive finance.

Keywords: digital inclusive finance; agriculture-related enterprises; new quality productive forces; rural industry integration

收稿日期: 2024-06-28

基金项目: 国家社会科学基金项目(23BJL078); 广东省高等教育学会“十四五”规划课题(24GYB209)

作者简介: 曹增栋(1998—),男,江苏南通人,博士研究生,主要研究方向为数字经济。*为通信作者。

一、问题的提出

在2024年政府工作报告中,“大力推进现代化产业体系建设,加快发展新质生产力”被列为首项

任务,彰显了政府对发展新质生产力的高度重视。在农业强国建设的背景下,新质生产力的提出为农业农村发展注入了新的活力。技术革新改变了农业生产和管理方式,促进了加工制造、科技服务等功能在产业链上深度融合,持续提升了农业新质生产力。涉农企业作为农业创新的主力军^[1],在新质生产力的跃迁过程中,需要得到各种资源的支持,其中金融资源就是相对稀缺的资源之一。然而,传统金融对涉农企业的支持具有较强的风险规避意识,因为农业生产具有明显的季节性和周期性,涉农企业面临着较高的市场风险和经营风险,例如天气、自然灾害、市场波动等。近年来,数字技术与传统金融模式深度结合,数字普惠金融兴起并不断发展。数字普惠金融弥补了传统金融的时间和空间限制,减少了资金供需双方的信息不对称,提升了金融资源配置效率,高效低本地拓展了金融服务的边界,进而对企业融资起到了重要的支持作用^[2]。这种融资支持或将缓解企业融资困境,通过改变企业经营和投资行为作用于新质生产力。那么,数字普惠金融是否能够提升涉农企业新质生产力?若能够,其背后的机制是什么?

与本研究密切相关的文献主要有两类。一是数字普惠金融对涉农企业创新的影响。已有研究表明,数字普惠金融能够改善涉农企业的金融业态、降低融资成本、减少信息不对称,进而提高涉农企业风险承担水平并促进涉农企业创新^[3]。此外,数字普惠金融促进了农业企业参与数字农业创新活动,这得益于数字普惠金融无需担保抵押、提高了融资效率以及扩大农业企业的客户群^[4]。二是数字普惠金融对农业新质生产力的影响。理论层面的分析表明,数字普惠金融通过提供精准普惠性金融服务,为智能农业技术、精准农业技术的发展提供更灵活便捷的资金支持,促进农业产业链的数字化转型并增强产业链韧性,而这加快了农业新质生产力的形成和发展^[5]。贾康和郭起瑞利用中国省域面板数据,研究发现数字普惠金融有助于提升农业新质生产力,农业技术创新是其背后的作用机制^[6]。进一步地,数字普惠金融不仅能够赋能新质生产力发展,还能通过这一路径促进城乡共同富裕^[7]。

文献梳理表明,在加快发展新质生产力的大背

景下,已有研究在评估数字普惠金融的经济效应时,较少考虑到其对新质生产力的重要影响;研究多是基于宏观层面的分析,较少侧重于微观层面;在探究数字普惠金融与农业新质生产力的关系时,多是从农业技术创新机制展开分析,尚未探索产业融合这一作用机制。鉴于此,本文拟从农业新质生产力发展主力军——涉农企业的微观视角,以2014—2022年中国A股涉农上市公司为样本,探究数字普惠金融对涉农企业新质生产力的影响,以及农村产业融合的作用路径。本文可能的贡献在于:一是拓展数字普惠金融对涉农企业的经济效应方面的文献。不同于过往研究集中于数字普惠金融对涉农企业科技创新的影响,本文将逻辑链条进一步延伸至企业的新质生产力,揭示数字普惠金融对涉农企业新质生产力的影响效应,为理解数字金融在农业领域的深层次作用提供新的理论视角。二是以涉农企业为主体,从农村产业融合这一新的研究视角出发,检验数字普惠金融对农业新质生产力的作用机制,丰富数字普惠金融赋能农业新质生产力的传导路径。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字普惠金融对涉农企业新质生产力的直接影响

新质生产力概念的提出和阐释,是对马克思主义生产力理论的重大创新和拓展。马克思恩格斯的生产力理论认为,生产力是具有劳动能力的个体与生产工具相结合而形成的利用自然和改造自然的能力,生产劳动过程必须具备三个要素:劳动力、劳动工具和劳动对象^[8]。与传统生产力相比,新质生产力是生产要素呈现全新质态的生产力,其要素结构包括新型劳动力、新型劳动工具和新型劳动对象^[9]。

对于涉农企业而言,新型劳动力指能够充分利用现代化农业设备、熟练操作和创造高端新型劳动工具、开发新型劳动对象的农业劳动者,包括农场工人、农民、技术人员等。不同于传统以简单重复劳动为主的农业劳动力,新型劳动力能够取代重复机械劳动和执行新型农业任务,是农业生产经营活动不可或缺的元素。新型劳动工具指的是新农业技

术、新农业设备或新农业方法,包括智能化农机具、精准农业技术、农业信息化管理系统等,以实现农业生产的现代化和智能化。新型劳动对象指农业活动对象化发展的新产物,如转基因作物、特色农产品、绿色有机农业等。科技进步将突破土地等自然资源的有限性约束,丰富食物来源及农业的功能服务,扩大农事活动的空间和技术边界^[10]。这些新型劳动对象不仅为涉农企业提供了新的生产方向和增长点,也反映了农业生产力的更新换代和发展方向。下面进行具体阐述:

第一,数字普惠金融能够优化新型劳动力。数字金融凭借金融数字化平台进行金融交易,突破了传统金融机构的局限性,促进金融资源向农村地区延伸,从而提高涉农企业获取金融资源的可行性^[3]。得益于金融保障,涉农企业可以获得必要的资金来资助劳动力参加专业培训,提升其专业知识和技能,改进与创新农业生产方式,进而创造新型劳动力。这些新型劳动力能够充分利用现代化农业设备、快速适应农业技术和市场需求的变化,甚至开发高端劳动工具。

第二,数字普惠金融能够优化新型劳动工具。新质生产力的发展离不开人工智能、现代信息技术和自动化设备等全新的物质技术手段的支撑。不过,智能化农业劳动工具,如智能作物监控、无人农机作、自主农业机械和仿真机器人等,往往需要大量的资金投入。数字普惠金融可以通过提供贷款、融资租赁等金融服务,帮助涉农企业缓解融资困难,并购买和维护智能化农业劳动工具。此外,数字普惠金融还可以通过创新基金、技术支持计划等方式,激励农业科技企业进行研发和创新^[11],推动新型劳动工具的开发、发展和普及,从而加快农业高质量发展^[12]。

第三,数字普惠金融能够优化新型劳动对象。数字普惠金融利用场景和服务等优势,降低了金融服务的门槛,吸引资本市场中的“长尾投资者”,将小规模资金聚集成大规模资金^[13]。于是,数字普惠金融可以优化农业供应链,为新型劳动对象的生产、加工、销售等环节提供资金支持,提高整个供应链的效率。随着新型劳动对象的推进,农业的深度和广度得到了极大扩展。基于此,本文提出以下假设:

H₁: 数字普惠金融能够提升涉农企业的新质生产力。

(二) 农村产业融合机制

农村产业融合以农业为依托,通过产业链延伸、内部融合、农业多功能拓展、技术渗透等多种模式,将农业生产、农产品加工和销售、休闲农业及其他服务业有机整合,形成多环节利益链条^[14]。数字普惠金融减少了流动性约束,提高了支付便利性,已成为农村产业融合的关键推动力^[15]。农村产业融合需要大量前期投资,回收期较长,各类重要参与主体常常面临资金约束问题。数字普惠金融不仅可以丰富农村金融市场的资金供给,还可以通过线上借贷等灵活的融资方式,快速实现资金的有效配置,化解农村产业融合发展的流动性约束问题,从而促进农村产业融合^[16]。随着数字普惠金融的普及,数字化支付平台因其安全、便捷的特点,已经被广泛应用于城乡居民的生产生活中,这有利于优化农村生产经营,促进农村产业的融合发展。此外,数字普惠金融可以为农村产业链上的各个环节提供定制化的金融服务,如供应链金融和订单融资。这种金融服务提升了整个产业链的效率和协同效应^[17],推动农村产业融合。

农村产业融合能够提高资源利用率、降低交易费用、促进产业升级与经济增长,从而实现农业的获益^[18]。涉农企业通过参与产业融合,能够延长农业产业链,开发多种农产品加工品,增加产品的附加值和市场竞争力。此外,涉农企业能够涉足更多的非农产业,如农产品加工、物流、旅游等,多元化经营可以有效分散市场风险,增强企业的抗风险能力和整体竞争力,从而提升新质生产力。

基于此,本文提出以下假设:

H₂: 数字普惠金融通过促进农村产业融合,提升涉农企业的新质生产力。

三、实证研究设计

(一) 模型构建

本文构建如下的双向固定效应模型来分析数字普惠金融对涉农企业新质生产力的影响:

$$Produ_{ict} = \alpha + \beta DF_{ct} + X_{ict} \phi + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

式(1)中, $Produ_{ict}$ 为涉农企业 i 第 t 年的新质

生产力, DF_{ct} 为企业所在区县 c 第 t 年的数字普惠金融发展水平。 X_{ict} 指一系列企业和区县层面控制变量, 包括经营年限、董事会规模、股权集中度、独立董事比例、企业规模、营业收入增长率、资产负债率和两职合一, 以及区县的经济发展水平、传统金融发展水平、财政支出和第一产业占比。考虑到个体不随时间变化的特征(如地理特征和文化规范)对新质生产力的影响, 模型控制了企业固定效应 λ_i 。考虑到所有企业共有的年份冲击, 模型控制了年份固定效应 δ_t 。系数 β 代表了数字普惠金融对新质生产力的因果效应。考虑到区县内的潜在相关性, 所有回归使用区县层面的聚类标准误。

进一步地, 为了研究数字普惠金融影响新质生产力的农村产业融合机制, 构建如下模型进行机制检验:

$$M_{ict} = \alpha + \theta DF_{ct} + X_{ict}\phi + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

$$Produ_{ict} = \alpha + \beta_1 DF_{ct} \times M_{it} + \beta_2 DF_{ct} + \beta_3 M_{it} + X_{ict}\phi + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, M_{ict} 为机制变量, 即农村产业融合。 θ 捕捉了数字普惠金融对农村产业融合的影响。其余变量的含义与式(1)相同。

(二) 变量设定

1. 被解释变量: 涉农企业新质生产力 ($Produ$)

已有文献主要使用三种方法度量新质生产力: 第一种是基于新质生产力的基本内涵, 从马克思主义政治经济学维度, 构建涵盖劳动力、劳动工具和劳动对象三个方面的评价指标体系^[19,20]; 第二种是基于生产力二要素理论, 构建包括劳动力和生产工具两个方面的评价指标体系^[21]; 第三种认为实体性要素和渗透性要素是新质生产力的要素构成, 从这两大维度构建评价指标体系^[22]。本文从马克思主义政治经济学维度构建新质生产力指标, 原因主要有以下两个: 第一, 新质生产力本质上是生产力概念的延伸, 用马克思主义生产力理论解释更贴近新质生产力的含义。新质生产力是先进生产力的具体表现, 可以从“新”和“质”两个方面理解。从“新”的角度看, 新质生产力的内在要求是创新, 包括技术和业态模式层面的创新, 以及管理和制度层面的创新。“质”是一事物成为其自身并区别于其他事物的规定性^①。可以看出, 新质生产力在“生产力”的基础上引入了“新”和“质”两层特征, 其本质仍

为生产力的提升, 完全适用马克思主义生产力理论。第二, “新质生产力是以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵”这一表述在多个官方文件和专家解读中被提及。学术界也普遍认为, 劳动力、劳动工具和劳动对象是新质生产力的基本构成要素^[23,24]。

值得说明的是, 实际上这三种度量方法在底层逻辑上十分相似。第二种方法将劳动对象归类为劳动力, 其本质上涵盖了与第一种度量方法相同的三个方面; 第三种方法中的实体要素涵盖了劳动力和劳动工具, 这些新的实体要素渗透到传统产业, 会催生新产业和新的劳动对象, 这一逻辑和马克思主义政治经济学的理念较为相似。表 1 展示了本文新质生产力评价指标体系, 指标选取借鉴了王煜昊、宋佳等的研究^[20,21]。接着, 本文采用熵值法计算各指标的权重, 并通过加权求和得到新质生产力指数。

考虑新质生产力中的创新内涵, “劳动力”选择研发人员占比、研发人员薪酬占比、高技能员工占比和高管数字化背景来表征。研发人员占比和研发人员薪酬反映了企业对研发人员的重视程度, 有利于推动新产品和新技术的研发, 从而提升企业的生产力水平。高技能员工占比反映了企业员工队伍的素质和技能水平, 高管数字化背景则反映了高管在数字化领域掌握的知识和经验, 这些显然能够提高企业生产力和竞争力。其中, 高管数字化背景的定义参考吴育辉等的研究^[25], 即高管是否具有数字化相关的专业背景或工作经历。

“劳动工具”选择研发折旧摊销占比、研发租赁费占比、研发直接投入占比、数字技术、无形资产占比、总资产收益率、权益乘数的倒数来表征。研发投入相关的三个指标反映了企业在技术创新方面的投资规模和力度, 数字技术反映了企业数字创新程度, 无形资产占比反映了企业在知识产权和品牌建设方面取得的积极成果, 总资产收益率反映了企业管理资产与提高盈利方面的能力, 而权益乘数的倒数反映了财务风险的高低, 以上指标都是衡量企业生产力水平的重要指标。值得说明的是, 数字技术的整理借鉴黄勃等的做法^[26], 若上市公司专利申请文件的摘要、说明书和权利要求书中包括数字技术特征词, 则判定该专利属于数字专利, 从而进一步统计出企业各年的数字专利申请数量。其中,

数字技术特征词借鉴了吴非等^[27]的研究。

“劳动对象”是生产经营活动对象化发展的新产物。不过,由于数据可得性有限,涉农企业的新劳动对象和产品难以观测和度量。鉴于新质劳动对象的高质量、高效益和环境友好型特征,本文选取全要素生产率、产品变现能力以及环保投资表征劳动对象。采用 LP 法测算全要素生产率,总产出、

资本投入、劳动投入分别以营业收入、固定资产净额、员工人数衡量,中间品投入以购买商品和劳务支付的现金衡量。关于环保投资,本文分离出上市公司年报在建工程科目明细项中与绿色环保相关的支出,如污水废渣处理、脱硫脱硝、除尘等,加总后得到企业环保投资金额^[28]。

表 1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
劳动力	研发人员占比	研发人员数/总员工数	+
	研发人员薪酬占比	研发人员工资薪酬/营业收入	+
	高技能员工占比	本科以上人员数/总员工数	+
	高管数字化背景	高管是否具有电子信息类、计算类、电子商务类专业背景,或者是否具有信息技术、信息管理、软件开发等工作经历	+
劳动工具	研发折旧摊销占比	研发折旧摊销/营业收入	+
	研发租赁费占比	研发租赁费/营业收入	+
	研发直接投入占比	研发直接投入/营业收入	+
	数字技术	数字专利申请量	+
	无形资产占比	无形资产/资产总额	+
	总资产收益率	营业收入/平均资产总额	+
	权益乘数的倒数	所有者权益/资产总额	+
劳动对象	全要素生产率	LP 法测算的全要素生产率	+
	产品变现能力	销售商品、提供劳务收到的现金	+
	环保投资	环保投资金额/营业收入	+

2. 解释变量: 数字普惠金融 (DF)

本文采用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数来衡量各地区的数字普惠金融发展水平^[29]。该指数还采用覆盖广度、使用深度和数字化程度三个指标进一步测量数字普惠金融的各个维度。为了消除因量纲造成的估计偏误,对指数进行除以 100 处理^[30]。

3. 控制变量

本文选取了企业和区县层面控制变量。企业控制变量包括: 经营年限 (*Age*), 以观测年份减去成立年份, 再加 1 取自然对数衡量; 董事会规模 (*Board*), 以董事会成员人数衡量; 股权集中度 (*Top3*), 以前三大股东持股比例衡量; 独立董事比例 (*IBD*), 以独立董事与董事会总人数的比值衡量; 企业规模 (*Size*), 以总资产的对数形式衡量; 营业收入增长率 (*Growth*), 即企业年度营业收入的增长率; 资产负债率 (*Lev*), 即总负债与总资产的比率;

两职合一 (*Dual*), 当董事长与总经理为同一人时, 取值为 1, 否则取值为 0。区县控制变量包括: 经济发展水平 (*lnpgdp*), 以人均 GDP 的对数值衡量; 传统金融发展水平 (*Fin*), 即年末金融机构贷款余额与 GDP 比值; 财政支出 (*Gov*), 以地方财政一般预算支出与 GDP 比值衡量; 第一产业占比 (*Struc1*), 以第一产业增加值占 GDP 的比重衡量。

4. 机制变量: 农村产业融合

本文借鉴苏子凡和周力的研究^[31], 将涉农企业产业融合划分为纵向拓展型 (*Vertical*)、横向延伸型 (*Horizontal*) 和交叉型 (*Cross*)。纵向拓展型产业融合指涉农企业的主营业务包括农产品加工销售环节; 横向延伸型产业融合指涉农企业的主营业务横跨农林牧渔业, 覆盖种植业、养殖业、渔业等多个农业子产业; 交叉型产业融合指涉农企业的主营业务涉及旅游、休闲或观光农业。变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Produ</i>	1 014	0.045	0.049	0.007	0.031	0.514
<i>DF</i>	1 014	1.148	0.184	0.364	1.190	1.523
<i>Age</i>	1 014	2.225	0.876	0	2.398	3.332
<i>Board</i>	1 014	0.484	0.141	0.170	0.488	0.779
<i>Top3</i>	1 014	8.160	1.528	5	9	12
<i>IBD</i>	1 014	0.391	0.064	0.312	0.375	0.600
<i>Size</i>	1 014	22.034	1.017	20.171	21.865	25.348
<i>Growth</i>	1 014	0.133	0.331	-0.593	0.094	1.783
<i>Lev</i>	1 014	0.381	0.188	0.039	0.380	0.848
<i>Dual</i>	1 014	0.289	0.454	0	0	1
<i>lnpgdp</i>	1 014	11.066	0.441	10.112	11.067	12.263
<i>Fin</i>	1 014	1.013	1.207	0.067	0.854	8.517
<i>Gov</i>	1 014	0.385	0.964	0.022	0.193	8.136
<i>Struc1</i>	1 014	8.997	6.511	0.001	8.997	37.548
<i>Vertical</i>	1 014	0.535	0.499	0	1	1
<i>Horizontal</i>	1 014	0.075	0.263	0	0	1
<i>Cross</i>	1 014	0.030	0.170	0	0	1

(三) 数据与样本

本文数据主要有四个来源。一是北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数,该指数包含了省、市、县三个层面。为了尽可能准确地度量企业所在地区的数字普惠金融发展水平,本文采用的是县域层面指数。二是国泰安(CSMAR)数据库,包括上市公司的基本信息、财务状况等。三是企业专利数据库,用于统计评价指标体系中的企业数字专利数量。四是上市公司年报,用于统计评价指标体系中的环保投资金额。

本文选取 2014—2022 年中国 A 股涉农上市公司为研究样本。业界将 2013 年余额宝上线视为中国数字金融发展元年^[32],故本文选取 2014 年作为样本年份起点。此外,区县层面数字普惠金融指数的最新时点是 2022 年,故将 2022 年作为样本年份终点。关于涉农企业的界定,本文借鉴李晓阳等的做法^[33],根据证监会 2012 版行业分类标准,选择“农、林、牧、渔业”,以及在制造业中选择“农副食品加工业”“食品制造业”“酒、饮料和精制茶制造业”“纺织业”“皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业”“木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业”“化学原料及化学制品制造业”中主营业务涉及农机、农业、肥料等农业要素的企业。根据公司所在地,将数字普惠金融指数与企业数据匹配,剔除 ST、*ST 和数据缺失的企业样本,最终得到 2014—2022 年的 143 家涉农企业的非

平衡面板数据,共 1014 个观测值。此外,本文对所有连续变量做了 1%缩尾处理。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 3 报告了数字普惠金融对涉农企业新质生产力的基准估计结果。所有回归纳入了企业固定效应和年份固定效应。结果显示,无论是否纳入控制变量,数字普惠金融的系数为正,且在 5%的水平上显著。这表明,数字普惠金融显著提升了涉农企业新质生产力。根据估计系数,数字普惠金融发展水平每提高一个标准差,涉农企业新质生产力将提升 0.009 左右,占样本新质生产力均值 20%左右^②,可见数字普惠金融对涉农企业新质生产力的提升效应较为可观。H₁ 得到验证。

表 3 基准回归结果

	<i>Produ</i> (1)	<i>Produ</i> (2)	<i>Produ</i> (3)
<i>DF</i>	0.052** (0.024)	0.050** (0.022)	0.052** (0.023)
企业控制变量	否	是	是
区县控制变量	否	否	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>Obs</i>	1 014	1 014	1 014
<i>R</i> ²	0.498	0.503	0.504

注:标准误为聚类标准误,***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。下同。

(二) 内生性问题处理

本研究模型存在一定的内生性问题, 存在一些遗漏变量既与数字普惠金融相关, 又影响新质生产力, 比如企业高管的金融素养。不过, 新质生产力作为企业层面的变量, 不太可能反向作用于县域数字普惠金融发展, 故模型不存在反向因果问题。

为了处理内生性问题, 本文选择数字普惠金融的工具变量: 企业所在区县到“八纵八横”光缆骨干网节点城市的最短球面距离。信息基础设施是数字普惠金融的基本保障, 距离“八纵八横”光缆骨干网节点城市越近, 地区发展数字普惠金融的条件越有利, 满足相关性。同时, 建成“八纵八横”传输骨干网规划是1994年《全国邮电九五计划纲要》提出的, 其目的是解决长途通信紧张问题。节点城市选择更多依据地理因素而不是经济因素, 到“八纵八横”节点城市的距离受到内生经济条件的影响较小, 故满足外生性条件^[34]。

这个工具变量不随时间变化, 于是借鉴张勋等的研究^[35], 将其除以全国年度互联网普及率, 构造出具有时间变化的工具变量 (*Indist*), 并进行取自然对数处理。表4第(1)列报告了一阶段回归结果, 到“八纵八横”传输骨干网节点城市最短距离与数字普惠金融指数显著负相关, 这一结果符合预期: 距离节点城市越近, 数字金融发展水平越高。第(2)列报告了2SLS估计结果。一阶段 *F* 统计量大于弱工具变量检验对应的10%临界值, 说明工具变量满足相关性条件。2SLS结果显示, 数字普惠金融对新质生产力的回归系数依然显著为正, 说明处理内生性问题后结果依然是可靠的。

表4 内生性问题处理结果

	<i>DF</i>	<i>Produ</i>
	(1)	(2)
<i>DF</i>		0.427* (0.241)
<i>Indist</i>	-0.008** (0.004)	
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
<i>Obs</i>	1 014	1 014
<i>R</i> ²	0.940	0.228
一阶段 <i>F</i> 统计量		20.824

(三) 稳健性检验

1. 排除产业政策的影响

产业政策可以通过提供财政支持、鼓励技术创新、调整资源配置与引导投资方向等方式, 推动新质生产力的提升。为了排除产业政策对估计结果的影响, 本文在基准回归基础上进一步纳入行业固定效应与年份固定效应的交互项。所得数据如表5第(1)列所示, 结果依然成立。

2. 排除区域政策的影响

在样本期内, 可能存在其他影响新质生产力的政策冲击, 这将导致回归结果出现偏误。鉴于此, 本文进一步控制了省份固定效应与年份固定效应的交互项, 结果见表5第(2)列。可以发现, 数字普惠金融依然显著正向影响涉农企业新质生产力, 这表明结果是稳健的。

3. 解释变量滞后一期

由于企业通常需要时间采用和适应数字普惠金融相关的技术, 所以数字普惠金融对新质生产力的影响可能存在一定的滞后性。鉴于此, 本文以数字普惠金融指数的滞后一期作为解释变量重新回归, 结果见表5第(3)列。结果显示, 解释变量依然显著为正。

表5 稳健性检验结果

	控制产业 政策影响	控制区域 政策影响	解释变量 滞后一期
	(1)	(2)	(3)
<i>DF</i>	0.041* (0.022)	0.062** (0.029)	0.072** (0.029)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应×年份固定效应	是		
省份固定效应×年份固定效应		是	
<i>Obs</i>	1 014	1 014	869
<i>R</i> ²	0.550	0.602	0.510

(四) 机制检验

理论分析表明, 数字普惠金融通过促进农村产业融合, 进而提升新质生产力。本文研究主体为涉农企业, 所以重点关注涉农企业的产业融合行为。表6列(1)至列(3)分别报告了数字普惠金融对纵向拓展型产业融合、横向延伸型产业融合和交叉型产业融合的估计结果。估计结果显示, 数字普惠金融在5%水平上显著正向影响涉农企业参与纵向拓展型产业融合, 说明数字普惠金融有助于涉农企

业在农产品加工和销售环节上实现纵向拓展，延长其农业产业链。同时，数字普惠金融显著促进涉农企业参与交叉型产业融合，这是因为数字普惠金融为企业提供了必要的资金支持，提升了企业的信息获取和市场开拓能力，促进了资源整合和产业链延伸，从而推动农业与旅游、休闲等非农产业的深度融合，实现农业的多功能化。不过，数字普惠金融没有显著促进涉农企业参与横向延伸型产业融合，这可能是由于横向延伸型产业融合涉及种植业、养殖业、渔业等多个农业子产业，这些产业对资源、技术和管理的各项要求各不相同。数字普惠金融主要侧重于金融服务，无法解决这些子产业间的资源整合和协调问题。

进一步地，涉农企业参与产业融合有助于加速

其他产业要素向农业领域延伸，丰富农业劳动对象、拓展农业生产边界，进而有利于提升涉农企业新质生产力。为了检验数字普惠金融能否通过农村产业融合提升新质生产力，本文将三种产业融合类型及其与数字普惠金融的交互项纳入基准回归模型，即前文公式(3)。该模型的估计结果如表6的列(4)至列(6)所示。可以看到，数字普惠金融与纵向拓展型产业融合的系数、数字普惠金融与交叉型产业融合的系数为正，且在5%水平上显著，说明在数字普惠金融的赋能下，纵向拓展型产业融合和交叉型产业融合对新质生产力提升发挥了更积极的作用。

综合上述结果，H₂得到验证。数字普惠金融通过促进纵向拓展型产业融合和交叉型产业融合，提升新质生产力。

表 6 机制检验结果

	<i>Vertical</i>	<i>Horizontal</i>	<i>Cross</i>	<i>Produ</i>	<i>Produ</i>	<i>Produ</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DF</i>	0.051** (0.025)	-0.003 (0.024)	0.037* (0.022)	0.043 (0.028)	0.045* (0.027)	0.048* (0.027)
<i>DF</i> × <i>Vertical</i>				0.011** (0.005)		
<i>Vertical</i>				-0.023 (0.018)		
<i>DF</i> × <i>Horizontal</i>					0.011 (0.012)	
<i>Horizontal</i>					0.012 (0.014)	
<i>DF</i> × <i>Cross</i>						0.446** (0.196)
<i>Cross</i>						-0.650** (0.255)
控制变量	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>Obs</i>	1 014	1 014	1 014	1 014	1 014	1 014
<i>R</i> ²	0.994	0.870	0.911	0.472	0.473	0.488

(五) 异质性分析

1. 数字金融结构的异质性

数字普惠金融包含了覆盖广度(*Breadth*)、使用深度(*Depth*)和数字化程度(*Digitization*)三个维度。覆盖广度反映了金融服务的可得性和普及程度，即金融服务覆盖的地理区域和人群的广泛性；使用深度侧重数字金融服务的多样化和利用金融服务的深度；数字化程度金融服务的数字化水平。为了分析数字金融结构对涉农企业新质生产力的异质性作用，本文对数字金融的三个维度分别进行分析，结果如表7所示。

数字金融覆盖广度显著正向影响涉农企业新

质生产力，说明数字金融发挥了普惠功能。数字金融的覆盖广度通过移动支付和互联网银行，减少了企业获取金融服务的时间成本和经济成本，提高了金融服务的可得性，进而支持农村产业融合与提升生产力，对于处在偏远地区或农村地区的涉农企业更是如此。使用深度对新质生产力的影响不显著，这可能是由于尽管数字金融提供了多样化的服务，但涉农企业主要集中在使用基本的金融服务上，如支付和接收资金，对更复杂的金融产品和服务的使用相对有限，这限制了使用深度在提升新质生产力上的潜力。数字化程度对涉农企业新质生产力的提升作用也较为有限。一方面，数字化需要配套的技术

术支持和数字人才,如果这些条件不足以支持数字化服务,数字化程度无法转化为生产效率的提高;另一方面,数字化程度可能促使部分企业在虚拟经济行业进行套利,加剧金融“脱实向虚”的问题,损害企业发展新质生产力。综上所述,数字普惠金融覆盖广度对涉农企业新质生产力的提升作用大于使用深度和数字化程度。

表7 数字金融结构的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)
<i>Breadth</i>	0.055** (0.022)		
<i>Depth</i>		0.006 (0.010)	
<i>Digitization</i>			0.020 (0.020)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
<i>Obs</i>	1 014	1 014	1 014
<i>R</i> ²	0.505	0.501	0.502

2. 企业特征异质性

相比于大规模企业,小规模企业通常面临更高的经营风险和不确定性,贷款的抵押品价值较低,信息披露不够完善。这些特征与传统金融机构的信贷理念不匹配,导致小规模企业遭受更大的融资成本和融资约束。已有研究发现,数字金融能够增加中小企业的贷款金额,降低中小企业的贷款利率,即中小企业融资可得性提高而成本降低^[36]。那么,数字普惠金融对大规模企业和小规模企业是否存在异质性影响?本文根据总资产中位数,将企业样本划分为规模小和规模大的两组,并进行分组回

归。表8列(1)(2)结果显示,数字普惠金融的估计系数在两组样本中并没有显著差异。尽管数字普惠金融的初衷是弥补传统金融服务的不足,特别是针对小规模企业的融资难题,但是大规模企业通常具有更高的信用等级和更强的技术能力,能够更快地适应和利用数字普惠金融的各种服务。

在数字化转型程度上,一方面,数字化转型程度高的企业有更强的数字技术、更高的灵活性和适应性,能够更快速地响应数字普惠金融的变化;另一方面,数字普惠金融可以为数字化转型程度低的企业提供数字化工具,帮助它们缓解融资困境和降低成本,从而实现新质生产力的提升。为了检验企业数字化转型程度的异质性,本文借鉴袁淳等的做法^[37],选取197个关键词作为数字化术语,统计这些关键词在企业年报文本中出现的频率,并采用词汇频数总和除以年报管理层讨论与分析(MD&A)的语段总长度来衡量企业数字化转型程度。该指标数值越大,说明企业数字化程度越高。本文根据样本中位数将样本划分为数字化转型程度高和低两组,并进行分组回归,结果分别如表8列(3)(4)所示。数字普惠金融显著提升了数字化转型程度低的涉农企业的新质生产力,但对于数字化转型程度高的涉农企业没有显著影响。组间系数差异检验的*p*值为0.026,说明数字普惠金融对两类企业的作用具有显著差异。上述结果说明,涉农企业数字化转型程度越低,数字普惠金融对其新质生产力的提升作用越明显。

表8 企业特征和地区传统金融的异质性分析结果

	规模大	规模小	数字化转型程度高	数字化转型程度低	传统金融发达	传统金融不发达
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DF</i>	0.057 (0.054)	0.047* (0.024)	0.009 (0.035)	0.067** (0.032)	0.017 (0.036)	0.045** (0.022)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>Obs</i>	507	507	507	507	511	503
<i>R</i> ²	0.559	0.502	0.589	0.622	0.457	0.623
组间系数差异检验 <i>p</i> 值		0.426		0.026		0.078

注:(1)(2)、(3)(4)与(5)(6)列异质性变量分别为企业规模、数字化转型程度和地区传统金融禀赋,组间系数差异检验的*p*值由费舍尔检验500次bootstrap抽样计算得到。

3. 地区传统金融禀赋异质性

数字金融更多覆盖了传统金融发展欠缺的地

区,是传统金融的有效补充。数字金融作为科技与金融的结合,在一定程度上能够改变地区传统金融

禀赋不足的劣势。本文以年末金融机构贷款余额与 GDP 比值来度量企业所在县域的传统金融发展水平,并根据中位数将样本划分为两组进行分组回归,结果分别如表 8 列(5)(6)所示。结果显示,对于处在传统金融不发达地区的企业,数字普惠金融的估计系数显著为正;相比之下,对于处在传统金融发达地区的企业而言,数字普惠金融的估计系数不显著。以上两组回归的组间系数差异显著。上述结果说明,数字普惠金融对涉农企业新质生产力的提升作用,主要体现在位于传统金融不发达地区的企业上。

五、研究结论与政策启示

基于 2014—2022 年中国 A 股涉农上市公司面板数据,从劳动力、劳动工具和劳动对象三个方面构建评价指标体系,并利用熵值法度量了涉农企业新质生产力水平。进一步地,本文探究了数字普惠金融对涉农企业新质生产力的影响。研究结论如下:

第一,数字普惠金融显著提升了涉农企业的新质生产力。在经过一系列稳健性检验后,该结论依然成立。具体而言,数字普惠金融每增加一个标准差,涉农企业新质生产力提升 20%左右。第二,从数字普惠金融的维度来看,数字普惠金融覆盖广度对涉农企业新质生产力的提升作用大于使用深度和数字化程度。第三,从农村产业融合视角出发探究作用路径,研究发现数字普惠金融促进了农村产业融合发展,进而提升涉农企业的新质生产力。第四,对于数字化转型程度低和地区传统金融不发达的企业而言,数字普惠金融的积极作用更为明显,体现出数字普惠金融的“普惠性”。不过,数字普惠金融对不同规模企业的影响并没有表现出显著的异质性。

本文政策启示在于:第一,政府应当持续推进数字普惠金融发展,改善农村的金融基础设施,并通过设立专项基金或提供财政补贴等方式为涉农企业提供丰厚的资金支持,缓解涉农企业融资难、融资贵的困境,推动涉农企业参与纵向拓展型产业融合和交叉型产业融合。这样可以促进金融服务与农村产业融合的交叉发展,服务于涉农企业新质生产力的提升。第二,政府应当尤其注重增加数字普

惠金融的覆盖广度,促进数字金融服务的普及和覆盖面的扩大,帮助涉农企业做大做强。如建设更多的金融服务网点,为农民合作社提供数字支付和结算服务,也可以建立数字普惠金融发展的跨部门合作机制,与金融机构和科技公司进行合作,确保更多涉农企业受益于数字普惠金融。第三,数字普惠金融应当更多地惠及传统金融相对落后的地区和数字化转型程度低的涉农企业,加大对此类企业的扶持力度,强弱项、补短板,切实提升涉农企业的新质生产力。

注释:

① 资料来源: <http://theory.people.com.cn/n1/2023/1222/c40531-40144525.html>.

② 计算方法: $0.184 \times 0.050 / 0.045 \times 100\% \approx 20\%$.

参考文献:

- [1] 高佳燕,柳颖. 助力涉农企业高质量发展的税收政策:现状、问题与完善[J]. 税务研究, 2023(4): 129-132.
- [2] 任晓怡. 数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J]. 现代经济探讨, 2020(10): 65-75.
- [3] 宝胡日查,陈池波. 数字普惠金融、风险承担与涉农企业创新[J]. 科技进步与对策, 2023(22): 87-96.
- [4] 黄卓,王萍萍. 数字普惠金融在数字农业发展中的作用[J]. 农业经济问题, 2022(5): 27-36.
- [5] 刘学文,马梦雪,谭学想. 数字金融赋能农业现代化的机理研究:新质生产力与产业链韧性视角[J]. 农业经济, 2024(6): 9-11.
- [6] 贾康,郭起瑞. 数字普惠金融对农业新质生产力的影响研究[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2024, 63(4): 1-13.
- [7] 林建华,鞠智超. 数字普惠金融赋能城乡共同富裕的影响与机制研究——基于新质生产力视角[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2024, 41(4): 106-119.
- [8] 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局. 马克思恩格斯全集(第 23 卷)[M]. 北京:人民出版社, 1972.
- [9] 韩文龙. 新质生产力的政治经济学阐释[J]. 马克思主义研究, 2024(3): 100-115.
- [10] 罗必良,耿鹏鹏. 农业新质生产力:理论脉络、基本内核与提升路径[J]. 农业经济问题, 2024(4): 13-26.
- [11] 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.
- [12] 高帆. 新质生产力与我国农业高质量发展的实现机制[J]. 农业经济问题, 2024(4): 58-67.
- [13] LU Z, WU J, LI H, et al. Local bank, digital financial inclusion and SME financing constraints: Empirical evidence from China[J]. Emerging markets finance and trade, 2022, 58(6): 1712-1725.

- [14] 赵雪, 石宝峰, 盖庆恩, 等. 以融合促振兴: 新型农业经营主体参与产业融合的增收效应[J]. 管理世界, 2023, 39(6): 86-99.
- [15] 张林, 温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济, 2022(7): 59-80.
- [16] 张岳, 周应恒. 数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合[J]. 农业技术经济, 2021(9): 68-82.
- [17] GOMBER P, KOCH J A, SIERING M. Digital Finance and FinTech: Current research and future research directions[J]. Journal of business economics, 2017, 87(5): 537-580.
- [18] 苏毅清, 游玉婷, 王志刚. 农村一二三产业融合发展: 理论探讨、现状分析与对策建议[J]. 中国软科学, 2016(8): 17-28.
- [19] 任宇新, 吴艳, 伍喆. 金融集聚、产学研合作与新质生产力[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(3): 27-34.
- [20] 王煜昊, 马野青. 新质生产力、企业创新与供应链韧性: 来自中国上市公司的微观证据[J]. 新疆社会科学, 2024(3): 68-82, 177.
- [21] 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.
- [22] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.
- [23] 高帆. “新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J]. 政治经济学评论, 2023, 14(6): 127-145.
- [24] 蒲清平, 向往. 新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(1): 77-85.
- [25] 吴育辉, 张腾, 秦利宾, 等. 高管信息技术背景与企业数字化转型[J]. 经济管理, 2022(12): 138-157.
- [26] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023(3): 97-115.
- [27] 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(7): 130-144.
- [28] 张琦, 郑瑶, 孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究, 2019(6): 183-198.
- [29] 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(4): 1401-1418.
- [30] 李晓园, 刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业?[J]. 经济管理, 2021(12): 24-40.
- [31] 苏子凡, 周力. 粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响[J]. 中国农村经济, 2024(6): 136-151
- [32] 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.
- [33] 李晓阳, 龙贝, 李晓雪, 等. 政府补贴、股权结构与涉农企业经营绩效——基于双固定效应模型的实证研究[J]. 农业技术经济, 2021(12): 127-144.
- [34] 曹增栋. 电子商务促进了农民农村共同富裕吗?——基于收入增长与差距缩小的双重视角[J]. 西部论坛, 2024(3): 95-110.
- [35] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020 (11): 48-63.
- [36] 赵绍阳, 李梦雪, 余楷文. 数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J]. 经济学动态, 2022(8): 98-116.
- [37] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.

责任编辑: 曾凡盛