

# 数字金融与新型农业经营主体培育 ——基于“千村调查”数据的实证分析

刘 进, 饶清玲, 许 庆

(上海财经大学 公共管理学院, 上海 200433)

**摘要:** 培育新型农业经营主体是中国农业现代化进程中的重大战略任务, 而目前新型农业经营主体的发展面临金融支持不足等困境, 迫切需要充分发挥数字金融的支撑作用。文章利用 2023 年上海财经大学“千村调查”数据, 从农户层面探究了数字金融对新型农业经营主体培育的影响效应及其作用机制。研究发现, 数字金融的使用通过缓解信贷约束和提升风险防范能力, 显著推动了新型农业经营主体的培育, 尤其是促进了农民合作社的发展, 从而使新型主体发展由单纯的数量增长转变为数量与质量并重。但这种积极影响在地形特征方面呈现异质性。文章的研究丰富了数字金融支农效应的文献, 为实现农业适度规模经营、加速中国农业现代化进程提供了有益的参考依据。

**关键词:** 数字金融; 新型农业经营主体; “千村调查”; 农业现代化

**中图分类号:** F325.1    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1001-9952(2025)07-0064-15

DOI: [10.16538/j.cnki.jfe.20241227.101](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20241227.101)

## 一、引言

在新发展阶段, 推进中国式农业农村现代化必须考量农业农村发展的主体动力、资源注入和市场联结等问题, 从而形成农业农村现代化发展的内在激励和不竭动力。当下, 传统小农户应用现代生产要素的能力有限、自身发展能力不足, 这使新型农业经营主体成为构建现代农业经营体系、全面实现农业农村现代化的关键所在。新型农业经营主体是以家庭经营制度为基石, 具有相对较大经营规模, 且与现代农业及市场经济相适应的农业经济组织, 主要涵盖种养大户、家庭农场、农民合作社、农业龙头企业以及其他经营性农业服务组织等(郭庆海, 2013)。在坚持家庭承包经营的基础上, 培育从事农业生产和服务的新型农业经营主体, 是引领小农户融入现代农业轨道、激发农业发展内在活力的发展方向和必由之路。

自 2017 年 5 月中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见》以来, 新型农业经营主体的整体数量快速增长且发展质量持续提升, 逐渐成为推动农业现代化的重要力量。截至 2023 年, 纳入全国家庭农场名录管理的家庭农场近 400 万个, 依法登记的农民合作社达 221.6 万家, 组建联合社 1.5 万家; 同时, 新型农业经营主体的辐射

---

收稿日期: 2024-09-25

基金项目: 国家自然科学基金专项项目(72442022); 国家社会科学基金项目(24VRC073); 上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2023-436)

作者简介: 刘进(1989—), 男, 湖北荆州人, 上海财经大学公共管理学院副教授, 博士生导师;

饶清玲(1997—), 女, 江西进贤人, 上海财经大学公共管理学院博士研究生;

许庆(1971—)(通讯作者), 男, 江苏镇江人, 上海财经大学公共管理学院教授, 博士生导师。

带动作用日益显著，全国超 107 万个组织开展农业社会化服务，服务面积超过 19.7 亿亩次，服务小农户 9 100 万多户。<sup>①</sup>新型农业经营主体成为实现小农户和现代农业发展有机衔接的中坚力量。

然而，由于新型农业经营主体的规模化、集约化、标准化、专业化程度较高，且农业生产经营周期较长，新型农业经营主体的发展面临诸多瓶颈。从自身发展水平来看，目前家庭农场仍处于起步阶段，部分农民合作社运行不够规范，社会化服务组织服务领域拓展有限；从外部环境来看，新型农业经营主体仍面临融资规模和融资期限结构的多元化、金融服务的差异化等短板和制约条件，融资难、融资贵、风险高等问题尤为突出，<sup>②</sup>其中金融支持不足是阻碍新型农业经营主体进一步发展的重要原因之一（黄祖辉等，2023）。对此，政府制定了一系列金融支农的重大政策。金融支农政策在一定程度上缓解了新型农业经营主体创立初期的信贷约束，但传统农村金融服务机构存在成本高、收益低、风险大以及覆盖范围有限等缺点（黄益平等，2018），难以满足新型农业经营主体的多样化深层次需求。

作为将现代信息技术与传统金融服务深度融合而形成的新一代金融服务，数字金融能够降低服务触达成本并提升金融服务效率（吴雨等，2021；黄卓和王萍萍，2022）。这意味着数字金融的推广应用将使金融服务供给覆盖农村地区和农民群体，为新型农业经营主体的创立提供必要的资本支撑。究其原因，第一，新型农业经营主体在扩大再生产过程中普遍面临不同程度的融资约束，而数字信贷能够提升金融服务体系的运行效率，降低农户获取借贷服务的交易成本和融资门槛（黄卓和王萍萍，2022；王修华和赵亚雄，2022）；同时，借助数字支付功能，金融服务平台能够拓展信息来源渠道，降低逆向选择和道德风险，从而为缺乏抵押品和担保物的借款人提供信贷支持。第二，由于农业产业具有天然的弱质性特征，新型农业经营主体普遍面临抗风险能力不足的问题。而数字信贷能够满足农户多样化的金融需求，增强农户的自我保险能力；同时，数字支付功能能够通过扩大农户的社会网络，改善其获取信贷资源的能力（尹志超等，2022；张诚和尹志超，2023），从而推动小农户向新型农业经营主体的转变。

当前，基于新型农业经营主体培育视角探讨数字金融支农效应的研究相对不足。相关研究主要聚焦于农业生产投资（Liu 等，2021；周月书和苗哲瑜，2023）、农业技术采用（李家辉和陆迁，2022；翁飞龙和霍学喜，2024）、农户创业（何婧和李庆海，2019；赵佳佳等，2023）、居民消费（易行健和周利，2018；张勋等，2020）、共同富裕（张栋浩和尹志超，2018；周利等，2020；刘心怡等，2022）等视角展开分析，对新型农业经营主体培育这一主题的讨论有待进一步拓展与丰富。虽有少数文献以新型农业经营主体的生产投资行为为切入点探讨数字金融的支农效应（彭澎和吴梦奇，2024），但未涉及新型农业经营主体的生成问题；也有文献研究了数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响（黄祖辉等，2023），但该研究基于宏观视角展开而未聚焦农户层面，因而有必要进一步考察微观行为主体的决策动因。

本文从农户层面探究数字金融使用对新型农业经营主体培育的影响效应及其作用机制。本文的研究贡献主要体现在：第一，区别于以往基于地区层面的研究，本文从农户层面对两者的内在关联开展实证检验，拓展了相关文献的分析视角。基于 2023 年上海财经大学“千村调查”数据的研究结果显示，数字金融对新型农业经营主体培育具有正向影响。第二，本文基于信贷约束和风险防范双重维度，构建了数字金融推动新型农业经营主体培育的理论框架，丰富了数

<sup>①</sup> 资料来源：中华人民共和国农业农村部《新型农业经营主体保持良好发展势头》，[http://www.moa.gov.cn/ztzl/zyncgzh2023/pd2023/202312/t20231219\\_6442993.htm](http://www.moa.gov.cn/ztzl/zyncgzh2023/pd2023/202312/t20231219_6442993.htm)。

<sup>②</sup> 资料来源：中华人民共和国农业农村部《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划(2020—2022 年)》，[http://www.moa.gov.cn/nybgb/2020/202003/202004/t20200423\\_6342187.htm](http://www.moa.gov.cn/nybgb/2020/202003/202004/t20200423_6342187.htm)。

字金融支农效应的机制研究。第三,本文从物质资本和地形特征差异视角分析了数字金融对新型农业经营主体培育的异质性影响,发现这一积极作用在地形层面呈现分化特征;同时,本文揭示了数字金融促进新型农业经营主体由数量增长转向量质并举发展的长效作用,为理解数字金融对新型农业经营主体发展质效的影响提供了新的思路。

## 二、理论分析与研究假说

在大国小农的国情背景下,培育新型农业经营主体是建设现代农业的必由之路。然而,当前全国新型农业经营主体发展仍面临诸多瓶颈,其中金融支持不足是阻碍其进一步发育的关键原因之一(黄祖辉等,2023)。立足数字经济时代背景,本文以数字金融的支农效应为主线,探讨数字金融是否有助于培育新型农业经营主体,从而赋能中国乡村振兴和农业农村现代化。

数字金融泛指传统金融机构与互联网企业运用数字技术提供的数字支付、数字信贷、数字投资以及其他新型金融服务(黄益平和黄卓,2018)。数字金融能够拓展金融服务的覆盖范围,提升金融平台服务农业生产经营的水平与能力,突破农业发展初期面临的融资难等困境;同时,其有助于依托大数据等技术手段收集信息并进行风险甄别,降低信息摩擦程度,破解传统信息不对称难题(Xu 等,2022)。数字金融在融资支持和风险防范方面具有积极作用,既契合了新型农业经营主体创立初期多元化的融资需求,又缓解了农业产业天然弱质性所蕴含的高风险特征,由此有望成为培育新型农业经营主体的新动能。基于此逻辑主线,本文拟从缓解信贷约束和增强风险防范能力两条路径,探讨数字金融(本文主要指数字信贷和数字支付两类功能)推动新型农业经营主体培育的作用机理。

第一,数字金融能够通过缓解农户信贷约束,推动新型农业经营主体培育。新型农业经营主体扩大再生产面临不同程度的融资约束,而数字金融可有效改善农村家庭的金融资本状况(Agnello 等,2012)。一方面,传统金融机构在农村开展线下业务时面临农村家庭缺少征信记录和抵押品的难题,而数字信贷通常无需农户提供抵押物,这显著降低了农户的融资门槛,提升了农户借贷资金的可得性(Jagtiani 和 Lemieux, 2018)。同时,传统金融机构通常将服务网点设在人口相对集中的区域,增加了部分农户申请信贷的时间成本与交通成本,而数字信贷通过融合现代信息手段与传统金融服务,利用数字化技术和现代信息技术实现借贷双方供需匹配,并通过技术溢出效应推动传统金融平台升级优化,提升金融服务体系效率,降低农户获取借贷服务的交易成本与融资门槛(黄卓和王萍萍,2022; 王修华和赵亚雄,2022)。另一方面,借助数字支付功能,金融服务平台能够整合大量非结构化、碎片化的网络用户信息(岳中刚等,2016),拓展信息来源,减少逆向选择和道德风险,从而为缺乏抵押品和担保物的借款人提供信贷支持,提高其信贷可得性。总体而言,数字金融通过提升农户信贷可得性来缓解其信贷约束。根据创新发展理论,充足的资金是创新创业过程中调整和重组生产要素的重要保障。在发展初期,新型农业经营主体需要投入大量资金用于购置农机具、购买化肥种子等生产资料,仅依靠自有资金难以支撑项目正常运转。此时,数字金融能够通过缓解农业发展领域存在的融资难问题,推动新型农业经营主体培育。

第二,数字金融能够通过增强风险防范能力,推动新型农业经营主体培育。根据前景理论,风险态度是个人决策时的关键影响因素。数字金融平台将农户嵌入数字信贷和数字支付等各类金融场景中,对增强农户风险防范能力具有促进作用。一方面,数字信贷功能通过简化流程、降低成本和提高效率等途径,提升信贷的直接可得性,信贷投放的便利性和高流动性在一定程度上有助于增强农户自我保险能力,从而提升其风险防范能力。另一方面,数字支付功能能够强

化农户的风险分担网络(李家辉和陆迁, 2022), 具体表现为: 当遭遇风险冲击时, 农户能够通过数字支付平台及时获得平台贷款支持或社会网络成员的帮助。这种风险分担机制实现了社会网络资源与金融功能的有机融合, 通过拓展农户个体的社会网络来改善其获取信贷资源的能力(尹志超等, 2022; 张诚和尹志超, 2023), 降低农户陷入贫困的概率(Jack 和 Suri, 2014), 从而提升农户的风险防范能力。由于农业产业具有天然的弱质性, 与小农户相比, 新型农业经营主体的生产经营规模较大, 其农业生产面临的不可抗力所导致的自然风险和市场风险较高; 此外, 由于专业化、规模化、集约化经营水平较高, 新型农业经营主体难以通过农业生产经营的多样化来分散风险, 因而其风险防范能力普遍相对薄弱。此时, 数字金融平台能够通过增强农户对自然风险和市场风险的防范能力, 推动小农户向新型农业经营主体转变。

综上所述, 本文提出以下研究假说:

假说 1: 数字金融使用能够促进新型农业经营主体培育。

假说 2: 数字金融使用能够通过缓解信贷约束和增强风险防范能力双重路径, 促进新型农业经营主体培育。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文所用数据来自上海财经大学 2023 年开展的“千村调查”项目。该调查采用随机抽样定点调查与学生返乡调查相结合的方式, 定点调查是在全国各省(直辖市、自治区)抽取 1—4 个定点县(市、区), 共选取 36 个定点, 每个定点县(市、区)访问约 200 户农户; 返乡调查则由经过专业培训的学生组队返乡, 深入农户家庭开展实地调查。本轮调查覆盖全国 31 个省(自治区、直辖市, 不包括港澳台地区)的 472 个县(市、区), 涉及 1 003 个村庄, 共访谈 14 947 户农户, 样本具有良好的代表性。

本文数据来源于村庄问卷和农户问卷两部分。问卷内容涵盖村集体基本信息、数字乡村建设情况、农户基本信息、农业生产经营形式、数字金融使用情况等特征。鉴于本文重点考察农业生产经营方式差异, 实证分析过程中仅保留实际从事农业生产经营的农户样本, 共 6 046 个样本。在剔除因个体、家庭或村庄特征等主要变量缺失的无效观测值后, 本文最终确定 5 473 个农户样本作为研究对象。下文分析中部分模型的有效样本量会因变量选择差异而有所不同。

#### (二) 变量定义

##### 1. 因变量: 新型农业经营主体培育

本文通过问卷中农户从事农业生产经营方式的调查来识别其经营形式, 问卷设置问题为: “您家在本村从事农业生产经营的方式为? 1. 小农户; 2. 种粮、种菜等专业大户; 3. 家庭农场; 4. 农民合作社”。若农户选择选项 2—4, 则认定为新型农业经营主体, 赋值为 1; 若选择选项 1, 则赋值为 0。

##### 2. 核心自变量: 数字金融使用

基于问卷设置并参照宋文豪等(2023)的研究, 本文通过受访户线上金融平台使用情况来构建数字金融指标, 问卷设置问题为: “您及家人使用的线上金融平台主要有哪些? 1. 手机银行; 2. 网络借贷平台; 3. 金融科技公司; 4. 消费金融公司; 5. 不使用”。本文设定两个衡量指标: 一是数字金融使用与否, 鉴于聚焦农业生产经营, 该变量以农户是否使用过选项 1、2、3 中任一线上金融平台进行衡量, 若使用过则赋值为 1, 否则赋值为 0; 二是数字金融使用程度, 该变量通过农户使用选项 1、2、3 三类线上金融平台的项数加总得到。

### 3. 机制变量

基于理论分析,本文从缓解信贷约束和增强风险防范能力两条路径开展机制检验。第一,现有研究通常采用农户向金融机构申请贷款情况(翁飞龙和霍学喜,2024)或农户家庭融资额度(涂勤和曹增栋,2022)等指标来反映信贷约束状况。参照这种处理方式,本文以农户获得的创业类贷款金额(万元,取自然对数)来衡量农户融资额度,从而识别其信贷约束状况。第二,本文根据问卷问题设置,利用农户购买保险情况来刻画其风险防范能力。若农户通过线上渠道购买保险产品,则视为具备一定风险防范能力,赋值为1,否则赋值为0。

### 4. 控制变量

为了避免遗漏变量所导致的模型估计偏误,本文借鉴相关研究(何婧和李庆海,2019;张勋等,2019),从农户个体层面、家庭层面、村庄层面和地区层面选取控制变量。农户个体特征选取受访者年龄、文化程度和健康状况3个变量,农户家庭特征选取家庭人口规模、家庭总收入、家庭承包地面积和家庭农机存量4个变量,村庄特征选取村庄地势、村农业经营行业、村承包地面积、村经济发达程度和村集体农田水利支出5个变量。此外,考虑到不同粮食功能区的新型经营主体培育力度存在差异,且为了控制地区层面的潜在影响,本文以受访户所在省市是否粮食主产区为基准,引入地区虚拟变量进行控制。为了缓解异方差问题,本文对部分控制变量进行了对数变换。本文主要变量定义与描述性统计结果见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	全样本		小农户 均值	新农 均值
			均值	标准差		
因变量	新型农业经营主体培育	农户生产经营方式: 新型农业经营主体=1, 小农户=0	0.146	0.353		
核心自变量	数字金融使用与否	是否使用线上金融平台: 是=1, 否=0	0.424	0.494	0.391	0.614
	数字金融使用程度	数字金融平台使用项数加总(个)	0.451	0.556	0.413	0.673
机制变量	缓解信贷约束	获得的创业类贷款金额(万元, 取自然对数)	0.163	0.660	0.120	0.417
	增强风险防范能力	是否从线上购买保险产品: 是=1, 否=0	0.434	0.496	0.418	0.528
控制变量: 个体特征	受访者年龄	受访者年龄(岁)	55.133	11.410	55.715	51.736
	受访者文化程度	受访者受教育年限(年)	8.128	3.164	7.904	9.438
	受访者健康状况	受访者自评身体健康状况: 良好=1, 一般及以下=0	0.582	0.493	0.569	0.659
控制变量: 家庭特征	家庭人口规模	受访户户籍人口数(人)	4.189	1.690	4.183	4.220
	家庭总收入	受访户过去一年总收入(元, 取自然对数)	10.074	1.938	9.965	10.708
	家庭承包地面积	受访户承包地亩数(亩, 取自然对数)	1.661	1.039	1.601	2.017
	家庭农机存量	受访户生产资料持有量(台)	0.718	1.099	0.610	1.351
控制变量: 村庄特征	村庄地势	村庄地势: 平原=1, 丘陵/山区=0	0.450	0.498	0.434	0.540
	村农业经营行业	主要农业经营行业: 种植业=1, 其他=0	0.971	0.167	0.970	0.975
	村承包地面积	2022年村庄承包地总面积(亩, 取自然对数)	7.364	2.134	7.348	7.457
	村经济发达程度	村庄经济发达程度居所在县/市水平: 中等及以上=1, 中下等/下等=0	0.800	0.401	0.796	0.815
	村集体农田水利支出	2022年村集体农田水利基本建设支出 (元, 取自然对数)	1.426	1.518	1.396	1.603
控制变量: 地区特征		受访户所在省市是否粮食主产区: 是=1, 否=0	0.607	0.488	0.608	0.604
样本量			5 473		4 673	800

注:取自然对数的变量均为真实值加1后再取自然对数,即 $\ln(\text{真实值}+1)$ 。问卷中受访者文化程度分为小学以下、小学、初中/中专毕业、高中/职高毕业、大专毕业、本科及以上,本文参考宋文豪等(2023)的研究,依次换算为3年、6年、9年、12年、16年和19年。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归

本文主要考察数字金融使用对新型农业经营主体培育的影响，基准模型设定如下：

$$AgriEntity_i = \alpha_0 + \alpha_1 DigiFinance_i + \alpha_2 Control_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，因变量  $AgriEntity_i$  表示新型农业经营主体培育情况，本文通过农户生产经营方式进行刻画。核心自变量  $DigiFinance_i$  表示农户数字金融使用状况，包含两个维度：一是数字金融使用与否，二是数字金融使用程度。 $Control_i$  表示控制变量，涵盖农户个体特征、家庭特征、村庄特征以及地区特征。 $\alpha_1$  为本文重点关注系数，表示数字金融使用对新型农业经营主体培育的影响。 $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。鉴于本文因变量为二值变量，基准回归采用 Probit 模型进行检验，并运用工具变量进行 IV-Probit 估计以规避潜在的内生性问题。此外，为了消除极端值的影响，本文对所有连续变量进行了上下 1% 的截尾处理。

上述模型可能存在的内生性问题主要体现为：一方面，本文模型自变量与因变量之间可能存在反向因果关系——新型农业经营主体在生产经营过程中与外界经济互动更为频繁，更依赖通过数字金融使用来获取便捷支付和借贷等金融服务；另一方面，模型可能遗漏农户个体能力、风险偏好等同时影响自变量与因变量的因素，导致数字金融使用决策与模型扰动项相关。对此，本文借鉴相关研究（张勋等，2019；黄祖辉等，2023），选取农户家庭所在城市距杭州市的球面距离作为工具变量，以进一步识别真实因果效应。一方面，杭州在支付结算、融资信贷等领域的数字金融发展水平居全国领先地位，距杭州越近的地区，其数字金融发展水平通常越高，从而满足工具变量与自变量的相关性要求；另一方面，各地区距杭州的距离分布具有“接近自然现象”的客观性，而新型农业经营主体创立属于个体决策行为，因此距杭州距离不会直接影响新型农业经营主体创立，从而满足工具变量与因变量的外生性要求。

表 2 列示了数字金融使用对新型农业经营主体培育的估计结果。<sup>①</sup>基于 Probit 模型的列(1)基准回归结果显示，数字金融使用与否对新型农业经营主体培育的影响在 1% 水平上显著为正，与未使用数字金融的农户相比，使用数字金融促使新型农业经营主体形成概率提高 0.051。列(2)结果表明，数字金融使用程度对新型农业经营主体培育也存在显著的正向影响。本文还采用 IV-Probit 模型进行估计，列(3)和列(4)中的第一阶段估计结果显示，工具变量对内生变量具有良好解释力。外生性检验拒绝了解释变量为外生的假设。此外，IV-Probit 模型是处理受限因变量的工具变量回归模型，无法直接导出第一阶段 F 值以检验弱工具变量。因此，本文采用 weakiv 命令进行弱工具变量检验，所得 AR 值和 Wald 值均在 1% 水平上显著，表明统计上不存在弱工具变量问题。<sup>②</sup>第二阶段估计结果显示，在排除内生性干扰后，数字金融仍在 1% 的水平上对新型农业经营主体培育产生正向影响，假说 1 得到验证。

### (二) 稳健性检验

#### 1. 更换内生性处理模型

鉴于 IV-Probit 方法仅适用于内生解释变量为连续变量的情形，而拓展回归模型适用于连续变量、0—1 变量等多种类型变量，本文尝试采用拓展回归模型来检验数字金融使用对新型农业

<sup>①</sup> 受篇幅限制，控制变量估计结果未列示，留存备索。

<sup>②</sup> 本文还基于 IVreg2 命令进行了工具变量有效性检验。表 2 两个模型中用以检验不可识别的 Kleibergen-Paap rk LM 统计值分别为 19.147 和 28.638，拒绝工具变量与内生变量不相关的原假设，通过了工具变量的相关性检验。此外，用以检验弱工具变量的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值分别为 19.963 和 29.746，对应 10% 水平上 Stock-Yogo 弱工具变量检验临界值为 19.93，拒绝其为弱工具变量的原假设。

表 2 数字金融使用与新型农业经营主体培育

	Probit		IV-Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用与否	0.051*** (0.011)		0.050*** (0.011)	
数字金融使用程度		0.045*** (0.009)		0.042*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制
第一阶段估计结果			-0.027*** (0.008)	-0.043*** (0.011)
外生性检验			7.24***	6.10**
AR			13.29***	12.90***
Wald			8.56***	10.39***
样本量	5473	5473	5473	5473

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为村庄层面聚类的稳健标准误,Probit模型和IV-Probit模型报告的是边际效应结果,IV-Probit仅报告了第二阶段结果。

经营主体培育的影响。表3列示了拓展概率模型(Eprobit)估计结果,列(2)和列(4)的第一阶段估计结果显示,工具变量的影响系数均在1%水平上显著,说明工具变量与内生变量相关,不存在弱工具变量问题;列(1)和列(3)的第二阶段估计结果显示,误差相关系数在1%水平上显著,证实核心自变量存在内生性,使用Eprobit模型估计具有合理性。在解决潜在的内生性问题后,数字金融仍对新型农业经营主体培育发挥促进作用,假说1依然成立。

## 2. 处理选择性偏误

农户是否使用数字金融是其基于外部环境和自身特征的选择行为,并不满足随机抽样原则,可能导致选择性偏误。为此,本文借鉴李亚娟和马骥(2021)的做法,采用Maddala(1983)提出的内生转换概率模型(ESP)进行检验。该模型不仅能同时解决由可观测因素和不可观测因素所引发的样本选择偏误,还可通过拟合处理组与对照组的新型农业经营主体培育情况决定方程及其“反事实”方程,估计数字金融使用对新型农业经营主体培育的平均处理效应。第一阶段建立选择估计方程(即数字金融使用的估计模型),检验农户行为决策的影响因素;第二阶段建立结果估计方程,分别对处理组和对照组进行估计,<sup>①</sup>检验不同情境下的新型农业经营主体培育差异。表4结果显示,Wald检验均在5%水平上拒绝选择方程和结果方程相互独立的原假设,且rho1和rho0至少有一个通过显著性检验。这表明不可观测因素同时影响数字金融使用与新型农业经营主体培育,因此采用内生转

表 3 稳健性检验:更换内生性处理模型

	Eprobit			
	新型主体 培育	数字金融 使用与否	新型主体 培育	数字金融 使用程度
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用与否	1.812*** (0.294)			
数字金融使用程度			1.359*** (0.327)	
第一阶段估计结果		-0.027*** (0.008)		-0.043*** (0.011)
误差相关系数			-0.762*** (0.156)	-0.617*** (0.181)
控制变量		控制		控制
样本量	5473		5473	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为村庄层面聚类的稳健标准误,Eprobit模型报告的是回归系数。

<sup>①</sup> 在表4列(1)至列(3)中,以“数字金融使用与否”二元选择变量作为处理变量,使用者为处理组,未使用者为对照组;在列(4)至列(6)中,根据“数字金融使用程度”连续变量的上下三分位数,以66%分位数为依据,数字金融使用程度高者为处理组,数字金融使用程度低者为对照组。

换概率模型估计具有合理性。本文进一步估计了处理组的平均处理效应，其均在5%水平上显著为正，证实了基准回归结果的稳健性。

表4 稳健性检验：处理选择性偏误

	ESP			ESP		
	选择方程	使用数字金融	未使用数字金融	选择方程	数字金融使用程度高	数字金融使用程度低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
工具变量	-0.089*** (0.023)			-0.096*** (0.021)		
<i>rho</i> <sub>1</sub>		-0.429 (0.288)			-0.463 (0.352)	
<i>rho</i> <sub>0</sub>			-0.713*** (0.165)			-0.741*** (0.176)
对数似然值	-5346.134			-5214.753		
Wald	7.27**			7.75**		
样本量	5473			5473		
平均处理效应	0.198** (0.097)			0.200** (0.102)		

注：“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为村庄层面聚类的稳健标准误，switch\_probit模型报告的是回归系数。

### 3. 替换核心自变量

为了进一步检验数字金融的支农效应，本文将核心自变量替换为2023年北京大学数字金融研究中心发布的各省（直辖市、自治区）数字普惠金融指数。该指数体系涵盖数字普惠金融多个维度指标，本文选取数字普惠金融指数、数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、数字支付指数和数字信贷指数五个维度，探讨了数字金融对新型农业经营主体培育的影响。[表5](#)结果显示，数字普惠金融对新型农业经营主体培育具有正向推动作用，其中数字支付和数字信贷的估计系数也显著为正，再次验证了基准回归结果的稳健性。

表5 稳健性检验：替换核心自变量

	Probit				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字普惠金融指数	0.368*** (0.091)				
数字金融覆盖广度		0.408*** (0.113)			
数字金融使用深度			0.169*** (0.045)		
数字支付指数				0.254*** (0.082)	
数字信贷指数					0.230** (0.092)
控制变量	控制	控制	控制	控制	已控制
样本量	5473	5473	5473	5473	5473

注：“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内数值为村庄层面聚类稳健标准误；Probit模型报告的是边际效应结果。

#### 4. 约束数据分析集

考虑到杭州市属于全国数字金融发展的重要“高地”，为了避免样本偏误对估计结果产生干扰，本文进一步参照尹振涛等(2021)的处理方法，剔除杭州市样本并构建新数据集重新进行回归。[表6](#)结果显示，数字金融使用仍显著正向影响新型农业经营主体培育，与基准回归结果保持一致。

**表6 稳健性检验:约束数据分析集**

	Probit	IV-Probit	Probit	IV-Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用与否	0.055*** (0.011)	0.053*** (0.012)		
数字金融使用程度			0.049*** (0.010)	0.045*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	5 369	5 369	5 369	5 369

注：“\*\*\*”和“\*\*”分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为村庄层面聚类的稳健标准误，Probit模型和IV-Probit模型报告的是边际效应结果，IV-Probit仅报告了第二阶段结果。

#### 5. 调整聚类层级

为了进一步验证估计结果的稳健性，本文将聚类层级由村级调整为设区市层级并重新进行回归。[表7](#)结果显示，在调整聚类层级后，数字金融使用仍在1%水平上显著，证实了基准回归结果的可靠性。

**表7 稳健性检验:调整聚类层级**

	Probit	IV-Probit	Probit	IV-Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用与否	0.051*** (0.010)	0.050*** (0.011)		
数字金融使用程度			0.045*** (0.009)	0.042*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	5 473	5 473	5 473	5 473

注：“\*\*\*”和“\*\*”分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为城市层面聚类的稳健标准误，Probit模型和IV-Probit模型报告的是边际效应结果，IV-Probit仅报告了第二阶段结果。

### 五、进一步分析

#### (一)机制检验

为了检验数字金融使用是否通过缓解信贷约束和增强风险防范能力两条路径影响新型农业经营主体培育，本文构建实证模型对作用机制进行检验。考虑到传统三步检验法存在内生性弊端，本文采用相对可信的两步检验法([江艇, 2022](#))，即在式(1)的基础上检验数字金融使用对上述机制变量的影响。机制检验模型构建如下：

$$Mechanism\_credit_i = \delta_0 + \delta_1 DigiFinance_i + \delta_2 Control_i + \varepsilon_{i2} \quad (2)$$

$$Mechanism\_risk_i = \varphi_0 + \varphi_1 DigiFinance_i + \varphi_2 Control_i + \varepsilon_{i3} \quad (3)$$

其中,  $Mechanism\_credit_i$  和  $Mechanism\_risk_i$  分别表示数字金融使用影响新型农业经营主体培育的两条作用机制, 即缓解信贷约束和增强风险防范能力。 $\delta_0$  和  $\varphi_0$  为常数项,  $\delta_1$ 、 $\delta_2$ 、 $\varphi_1$  和  $\varphi_2$  为待估系数,  $\varepsilon_{\alpha}$  和  $\varepsilon_{\beta}$  为随机扰动项, 其他变量定义与式(1)保持一致。

### 1. 缓解信贷约束

**表 8** 列(1)和列(2)结果显示, 数字金融使用有效缓解了信贷约束, 研究假说 2 成立。可见, 数字金融平台依托其技术优势, 覆盖了传统金融工具因成本或信息等因素而难以触达的长尾群体, 其普惠功能提升了农户家庭的信贷可得性(宋文豪等, 2023), 从而助力了新型农业经营主体培育。

### 2. 增强风险防范能力

**表 8** 列(3)和列(4)结果显示, 数字金融使用在 1% 水平上显著正向影响农户风险防范能力, 表明增强个体风险防范能力是数字金融使用促进新型农业经营主体培育的作用路径之一, 研究假说 2 成立。一方面, 数字金融的信贷功能直接提升了农户自我保险能力, 有助于增强其风险防范能力; 另一方面, 农户通过数字支付功能能够及时获得平台贷款支持或社会网络成员的帮助, 这种风险分担机制有助于提升农户的风险防范能力, 从而助力新型农业经营主体培育。

**表 8 机制检验**

	缓解信贷约束		增强风险防范能力	
	OLS	OLS	Probit	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用与否	0.145*** (0.020)		0.083*** (0.017)	
数字金融使用程度		0.155*** (0.022)		0.078*** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	5 473	5 473	5 473	5 473

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号内为村庄层面聚类的稳健标准误, Probit 模型报告的是边际效应结果。

### (二) 异质性分析

现有研究表明, 新型农业经营主体在创立初期需要大量资金投入, 而个体间物质资本存在差异, 数字金融往往在物质资本匮乏群体中具有更加显著的推动力作用(张勋等, 2019); 同时, 新型农业经营主体培育以农地规模化经营为基本前提, 而农地规模化受地形条件制约。因此, 本文从农户个体物质资本和地形特征差异视角开展异质性分析。

#### 1. 物质资本异质性

参考相关研究(周广肃和李力行, 2016), 本文采用家庭总收入作为物质资本的代理变量, 并依据农户家庭总收入是否超过样本均值, 将样本农户划分为低收入组与高收入组两个子样本进行回归分析。**表 9** 列(1)至列(4)结果显示, 数字金融使用与否和数字金融使用程度对低收入组和高收入组均具有显著的正向作用, 但组间系数不存在显著差异。这与现有研究认为数字金融对低水平物质资本组作用更加显著的结论(张勋等, 2019)不一致, 表明即使是高收入农户家庭, 也需要依赖外部资金支持来扩大农地经营规模, 这恰恰证实了数字金融在助力新型农业经营主体培育过程中发挥的缓解信贷约束作用。此外, 本文进一步构建数字金融使用与物质资本的交互项进行回归分析。**表 9** 列(5)和列(6)结果显示, 数字金融使用的促进效应并未因农户个体物质资本差异而产生分化, 佐证了数字金融对不同物质资本拥有者的普惠效应。

表9 异质性分析:物质资本

	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组	全样本	全样本
	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用与否	0.043*** (0.012)	0.063*** (0.020)			-0.018 (0.108)	0.008 (0.089)
数字金融使用程度			0.040*** (0.011)	0.048*** (0.016)		
数字金融使用与否×物质资本					0.007 (0.010)	
数字金融使用程度×物质资本						0.003 (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 373	2 100	3 373	2 100	5 473	5 473
经验P值	0.028		0.068			

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为村庄层面聚类的稳健标准误,Probit模型报告的是边际效应结果,经验P值用于检验组间自变量系数差异的显著性,通过bootstrap抽样500次得到。

## 2. 地形特征异质性

鉴于新型农业经营主体培育对地形条件存在特定要求,本文将样本划分为丘陵地区与平原地区两个子样本进行回归分析。表10结果显示,无论在丘陵地区还是平原地区,数字金融使用均对新型农业经营主体培育产生了正向影响;组间系数差异检验表明,该效应在丘陵地区更加显著。究其原因,在地形平坦开阔、土地集中连片的平原地区,农业更易于实现规模化生产经营模式。然而,丘陵地区耕地条件较差,地块小而分散,农地规模化经营受地形制约及农机使用门槛限制。一方面,丘陵地区在规模化经营前需要进行田间道路和田块平整度改造以达到“宜机化”要求,但农田改造难度大、前期投入成本高;另一方面,丘陵地区对农机爬坡越障、制动转向性能要求较高,需要单独购置适配此类耕地的农机装备,导致农机投入成本较高。数字金融使用能够通过缓解农户信贷约束,为其提供资金支持开展“宜机化”改造和农机设备购置,从而推动其向新型农业经营主体转变。因此,数字金融使用对新型农业经营主体培育的促进效应在丘陵地区更加明显。

表10 异质性分析:地形特征

	丘陵	平原	丘陵	平原
	Probit	Probit	Probit	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用与否	0.063*** (0.013)	0.036* (0.019)		
数字金融使用程度			0.055*** (0.011)	0.030* (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	3 012	2 461	3 012	2 461
经验P值	0.213**		0.196***	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为村庄层面聚类的稳健标准误,Probit模型报告的是边际效应结果,经验P值用于检验组间自变量系数差异的显著性,通过bootstrap抽样500次得到。

### (三) 拓展性分析

#### 1. 数字金融对新型农业经营主体培育类型的影响

**表 11** 结果显示，数字金融使用的促进效应主要体现在种粮大户和农民合作社上，对家庭农场的影响则不显著。究其原因，家庭农场通常投资较少，但对土地流转规模有较高要求。因此，与种粮大户和农民合作社相比，家庭农场成立面临更高的土地规模约束而非资金约束，数字金融难以突破既有的土地流转限制，仅通过缓解融资约束这一路径对家庭农场培育的作用有限。对种粮大户而言，其经营规模通常小于家庭农场，但需要雇佣家庭成员以外的劳动力从事农业生产，因而面临额外的雇工资金约束。此外，农民合作社是提供农业生产经营相关社会化服务的互助性经济组织，这类主体自身农地需求较小(李江一和秦范, 2022)，但在成立初期面临注册资金、厂房建设、生产设备购置等高额资金融资约束。因此，这两类主体更易因数字金融使用带来的信贷约束缓解而发展壮大。这也表明，数字金融有助于培育更符合现代农业发展趋势的农民合作社这类新型农业经营主体。

**表 11 拓展性分析：数字金融对新型农业经营主体培育类型的影响**

	种粮大户		家庭农场		农民合作社	
	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用与否	0.027*** (0.008)		0.007 (0.006)		0.017** (0.007)	
数字金融使用程度		0.023*** (0.007)		0.006 (0.004)		0.013** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5 473	5 473	5 473	5 473	5 473	5 473

注：“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为村庄层面聚类的稳健标准误，Probit模型报告的是边际效应结果。

#### 2. 数字金融对新型农业经营主体发展质效的影响

2020年，中华人民共和国农业农村部印发《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划（2020—2022年）》，强调要加快培育高质量新型农业经营主体，坚持把提升发展质量和效益放在首位。为此，本文进一步探究数字金融是否有助于契合当前政策导向，提升新型农业经营主体发展质效。本文基于数据可得性，仅保留小农户样本，实证检验数字金融对小农户社会化服务需求<sup>①</sup>的影响，发现两者存在正向关联。由于社会化服务通常由新型农业服务主体提供，这间接印证了数字金融有助于增强新型农业经营主体服务带动小农户的能力，促进其高质量发展。此外，本文仅保留新型农业经营主体样本，从扩大生产规模<sup>②</sup>和拓宽销售渠道<sup>③</sup>两个维度考察数字金融对新型农业经营主体发展质效的影响。**表 12** 结果显示，数字金融使用既有助于满足新型农业经营主体扩大生产规模的信贷需求，也便于其通过网络平台对接市场，直接面向消费者销售产品，从而降低交易成本和经营成本。综上分析，数字金融能够提升新型农业经营主体发展质效，从而推动农业可持续高质量发展。

① 根据问卷中的相关问题，若农户在农资购买、农作物管理、农产品储存运输等任一环节使用外包社会化服务，则视为其具有社会化服务需求，变量赋值为1，否则赋值为0。

② 根据问卷中的相关问题，若农户将贷款用于扩大经营规模，则变量赋值为1，否则赋值为0。

③ 根据问卷中的问题“是否通过网络来销售农产品？”，若农户通过网络渠道销售，则视为销售渠道拓宽，变量赋值为1，否则赋值为0。

表 12 拓展性分析:数字金融对新型农业经营主体发展质效的影响

	小农户		新型农业经营主体			
	增加社会化服务需求		扩大生产规模		拓宽销售渠道	
	Probit (1)	Probit (2)	Probit (3)	Probit (4)	Probit (5)	Probit (6)
数字金融使用与否	0.045*** (0.013)		0.066*** (0.023)		0.093*** (0.032)	
数字金融使用程度		0.042*** (0.012)		0.047*** (0.015)		0.078*** (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4673	4673	780	780	800	800

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为村庄层面聚类的稳健标准误,Probit模型报告的是边际效应结果。

## 六、结论与启示

在数字化引领农业现代化发展的趋势下,本文利用 2023 年上海财经大学“千村调查”数据,研究了数字金融对新型农业经营主体培育的影响效应。研究发现,数字金融使用与否和数字金融使用程度对新型农业经营主体培育的影响显著为正,表明数字金融有助于推动新型农业经营主体培育。从作用机制来看,数字金融使用主要通过缓解信贷约束和增强风险防范能力双重路径来促进新型农业经营主体培育。异质性分析表明,数字金融使用的促进效应在地形特征层面存在分化,主要体现在丘陵地区,且未因农户个体物质资本差异而改变。拓展性分析显示,数字金融使用的促进效应主要集中于种粮大户和农民合作社,在家庭农场中则不显著;此外,数字金融能够提升新型农业经营主体发展质效,促进农业可持续高质量发展。

基于上述结论,本文得到以下政策启示:第一,政府部门应深入推进数字金融高质量发展,扩大农村地区数字金融服务覆盖范围,加强数字金融产品宣传推广,因地制宜开展数字金融使用培训,为农户提供更加便捷高效的数字金融服务。第二,立足新型农业经营主体需求,鼓励银行等金融机构创新数字金融服务模式,持续优化信贷服务供给机制,破解农业信贷约束难题,助力新型农业经营主体发展。第三,为了持续提升新型农业经营主体发展质效,要积极引导各类新型农业经营主体适应数字化趋势,在提升其数字金融使用能力的同时增强风险防范能力;同时,应借助数字金融服务和数字技术平台,推动新型农业经营主体扩大生产规模、拓宽销售渠道,实现高质量发展。

### 参考文献:

- [1] 郭庆海. 新型农业经营主体功能定位及成长的制度供给[J]. 中国农村经济, 2013, (4): 4–11.
- [2] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019, (1): 112–126.
- [3] 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, (4): 1489–1502.
- [4] 黄益平, 王敏, 傅秋子, 等. 以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融[J]. 国际经济评论, 2018, (3): 106–124.
- [5] 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.
- [6] 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.

- [7]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.
- [8]李家辉, 陆迁. 数字金融对农户采用绿色生产技术的影响[J]. 资源科学, 2022, (12): 2470–2486.
- [9]李江一, 秦范. 如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例[J]. 管理世界, 2022, (2): 84–99.
- [10]李亚娟, 马骥. 科学施肥技术的收入效应差异分析——基于粮农初始禀赋的实证估计[J]. 农业技术经济, 2021, (7): 18–32.
- [11]刘心怡, 黄颖, 黄思睿, 等. 数字普惠金融与共同富裕: 理论机制与经验事实[J]. 金融经济学研究, 2022, (1): 135–149.
- [12]彭澎, 吴梦奇. 数字金融能力对家庭农场农业生产投资行为的影响研究[J]. 财贸研究, 2024: 1–15.
- [13]宋文豪, 黄祖辉, 叶春辉. 数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响——来自中国农村家庭追踪调查的证据[J]. 中国农村经济, 2023, (6): 92–113.
- [14]涂勤, 曹增栋. 电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验[J]. 中国农村观察, 2022, (6): 163–180.
- [15]王修华, 赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. 中国农村经济, 2022, (1): 44–60.
- [16]翁飞龙, 霍学喜. 数字金融对规模经营农户新技术采用的影响[J]. 中国农村观察, 2024, (1): 85–107.
- [17]吴雨, 李晓, 李洁, 等. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 2021, (7): 92–104.
- [18]易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, (11): 47–67.
- [19]尹振涛, 李俊成, 杨璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗?——基于幸福经济学的研究视角[J]. 中国农村经济, 2021, (8): 63–79.
- [20]尹志超, 吴子硕, 蒋佳伶. 移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J]. 金融研究, 2022, (9): 57–74.
- [21]岳中刚, 周勤, 杨小军. 众筹融资、信息甄别与市场效率——基于人人贷的实证研究[J]. 经济学动态, 2016, (1): 54–62.
- [22]张诚, 尹志超. 移动终端应用对中国家庭信贷可得性的影响[J]. 经济与管理研究, 2023, (2): 17–36.
- [23]张栋浩, 尹志超. 金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J]. 中国农村经济, 2018, (4): 54–73.
- [24]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, (8): 71–86.
- [25]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): 48–62.
- [26]赵佳佳, 魏娟, 刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济, 2023, (5): 61–80.
- [27]周广肃, 李力行. 养老保险是否促进了农村创业[J]. 世界经济, 2016, (11): 172–192.
- [28]周利, 冯大威, 易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家, 2020, (5): 99–108.
- [29]周月书, 苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响[J]. 中国农村观察, 2023, (1): 40–58.
- [30]Agnello L, Mallick S K, Sousa R M. Financial reforms and income inequality[J]. *Economics Letters*, 2012, 116(3): 583–587.
- [31]Jack W, Suri T. Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(1): 183–223.
- [32]Jagtiani J, Lemieux C. Do fintech lenders penetrate areas that are underserved by traditional banks?[J]. *Journal of Economics and Business*, 2018, 100: 43–54.
- [33]Liu Y, Liu C Y, Zhou M. Does digital inclusive finance promote agricultural production for rural households in China? Research based on the Chinese family database (CFD)[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2021, 13(2): 475–494.

- [34]Maddala G S. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- [35]Xu Y L, Peng Z, Sun Z J, et al. Does digital finance lessen credit rationing? Evidence from Chinese farmers[J]. *Research in International Business and Finance*, 2022, 62: 101712.

## Digital Finance and Cultivation of New Agricultural Business Entities: Empirical Evidence from a “Thousand-village Survey”

Liu Jin, Rao Qingling, Xu Qing

(School of Public Administration and Policy, Shanghai University of Finance and Economics,  
Shanghai 200433, China)

**Summary:** At present, new agricultural business entities still face shortcomings and constraints such as diversification of financing scale and financing term structure, differentiation of financial services, etc., and the problems of difficult financing, expensive financing, and high risks are particularly prominent, among which insufficient financial support has become one of the key reasons hindering the further development of new agricultural business entities. Digital finance can enable the supply of financial services to cover rural areas and farmers, and provide sufficient capital elements for the creation of new agricultural business entities.

This paper uses data from the “Thousand-village Survey” conducted by Shanghai University of Finance and Economics in 2023, and employs the Instrumental Variables Method, Extended Regression Model, Endogenous Switching Probit Model, and other methods to empirically examine the impact and mechanism of digital finance on the cultivation of new agricultural business entities from the micro-farmer level. The study finds that the use of digital finance has a significant positive impact on the cultivation of new agricultural business entities. Mechanism testing reveals that this effect is mainly achieved through the dual path of alleviating credit constraints and enhancing risk prevention capabilities. Heterogeneity analysis shows that the role of digital finance in the cultivation of new agricultural business entities is more reflected in hilly areas, but does not vary according to the individual material capital of farmers. Expansion analysis shows that the promotion effect of digital financial use is mainly reflected in large-scale grain farmers and farmer cooperatives, and it is not significant for family farms. In addition, digital finance also improves the quality and efficiency of the development of new agricultural business entities.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, it explores the agricultural support effect of digital finance on the cultivation of new agricultural business entities from the micro-farmer level, broadening the perspective of relevant research and supplementing the study of the agricultural support effect of digital finance. Second, based on the dual dimensions of credit constraints and risk prevention, it constructs a theoretical framework for digital finance to promote the cultivation of new agricultural business entities, enriching the mechanism research on the agricultural support effect of digital finance and providing references for government departments to formulate targeted policies for the promotion of digital finance. Third, it reveals the long-term effect of digital finance on the development of new agricultural business entities from quantity to quality, providing ideas for understanding the impact of digital finance on the quality and efficiency of the development of new agricultural business entities.

**Key words:** digital finance; new agricultural business entities; “Thousand-village Survey”; agricultural modernization

(责任编辑 康 健)